

Tilburg University

Een econometrisch model van de nederlandse economie

Schilderinck, Johannes Henricus Franciscus

Publication date:
1970

Document Version
Publisher's PDF, also known as Version of record

[Link to publication in Tilburg University Research Portal](#)

Citation for published version (APA):
Schilderinck, J. H. F. (1970). *Een econometrisch model van de nederlandse economie: toepassing van regressieanalyse en factoranalyse*. [, Tilburg University]. [s.n.].

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal

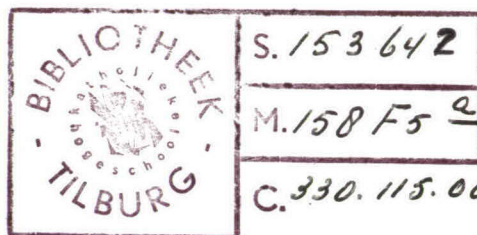
Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

EEN ECONOMETRISCH MODEL VAN DE NEDERLANDSE ECONOMIE

toepassing van regressieanalyse en
factoranalyse

COMP₂



proefschrift

ter verkrijging van de graad van doctor in de economische wetenschappen aan de Katholieke Hogeschool te Tilburg opgezag van de Rector Magnificus Prof. Dr. C.F. Scheffer, hoogleraar in de bedrijfshuishoudkunde, in het openbaar te verdedigen in de aula van de Hogeschool op donderdag 18 juni 1970 des namiddags te 14.00 uur.

door

Johannes Henricus Franciscus Schilderincx
geboren te Beltrum

Promotor: Prof. Dr. J.J.J. Dalmulder



INHOUDSOPGAVE

Hoofdstuk I	ENKELE THEORETISCHE EN STATISTISCHE ASPECTEN VAN EEN LINEAIR ECONOMISCH MODEL	1
1.1	Motivering voor het gebruik van modellen	1
1.2	Definitie van een model	3
1.3	Het lineaire economische model	4
1.4	De variabelen	9
1.5	De algemene vorm van een lineaire stochastische relatie	11
1.6	Toetsen op multicollineariteit en autocorrelatie	14
1.6.1	Multicollineariteit	14
1.6.2	Autocorrelatie	19
Hoofdstuk II	DE STRUCTUUR VAN HET MODEL	22
2.1	De bestedingsstructuur van de nederlandse volkshuishouding in de voor- en naoorlogse periode	22
2.2	Het resultaat van het structuuronderzoek	28
2.3	De consumptievergelijkingen	34
2.4	De investeringsvergelijking	55
2.5	De voorraadvergelijking	62
2.6	De uitvoervergelijking	64
2.7	De invoervergelijking	74
2.8	De werkgelegenheid- en werkloosheidsvergelijkingen	76
2.9	De prijsvergelijkingen	78
Hoofdstuk III	DE METHODIEK VAN DE FACTORANALYSE	84
3.1	Inleiding	84
3.2	Doel van de factoranalyse	85
3.3	Normering van de variabelen	86
3.4	Correlatie en variantie in de factoranalyse	87
3.5	Het model van de factoranalyse	91
3.6	De oplossing van het model	97
3.7	Interpretatie van de aspecten	107
Hoofdstuk IV	FACTORANALYSE ALS DETECTOR VAN NIEUW INZICHT IN HET ECONOMISCH GEBEUREN	114
4.1	Regressieanalyse versus factoranalyse	114
4.2	Procedure voor het opstellen van deelruimten	116
4.3	Investerings-variabelen	117
4.3.1	De relatie tussen investeringen en financieringsvariabelen	122
4.3.2	De relatie tussen investeringen en finale bestedingen	132
4.4	Consumptie	139
4.5	De overheidsbestedingen	144
4.6	De prijzen	152

HOOFDSTUK I. ENKELE THEORETISCHE EN STATISTISCHE ASPECTEN VAN EEN LINEAIR ECONOMETRISCH MODEL.

1.1 Motivering voor het gebruik van modellen.

In de analyse van het economisch gebeuren van een volkshuishouding is het gebruik van een model voor het preciseren van veronderstelde of statistisch gevonden functionele relaties tussen relevante economische grootheden onvermijdelijk geworden.

Deze noodzaak tot het hanteren van een model geldt zowel voor theoretisch, vaak wat meer verbaal gebruik, als voor empirisch kwantitatief geöriënteerde beschouwingen over economische verbanden binnen een volkshuishouding. Het gebruik van een model betekent niet, dat verbaal geformuleerde theorieën daardoor hun geldigheid verliezen, maar wel dat deze daarmee op hun consistentie worden getoetst en op grond hiervan als bruikbaar interpretatief uitgangspunt worden aangemerkt voor de opbouw van een econometrisch model.

Al te vaak is de aanwending van een model beschouwd als een aan de wiskunde ontleende handigheid om bepaalde desiderata een wetenschappelijke fundering te geven, die voor een deel van de vakgenoten niet controleerbaar is.

Ware dit juist, dan kan men met recht en rede de zogenaamde resultaten van een dergelijk werkstuk als onjuist van de hand te wijzen.

De fout dient dan evenwel in de eerste plaats gezocht te worden in het onwetenschappelijk uitgangspunt en niet in de bruikbaarheid van de methodiek. De uitsluitend verbale economische theorie vertoont een ernstige tekortkoming. In het algemeen kan men stellen, dat bij verbale theoretische beschouwingen geabstraheerd wordt van de kwantiteiten van de te onderzoeken materie. Aangezien de kwantiteit van de dingen in deze wetenschap een wezenlijk element vormt

is het onjuist dit gemakshalve uit de theorie te verwijderen.

Abstraheren van wezenlijke eigenschappen bevordert het maken van denkfouten en leidt aldus niet naar het gestelde doel. Wijzigingen in de kwanta van de te onderzoeken elementen veroorzaken fundamentele veranderingen in de aard van de relaties, waarvoor men een deugdelijke verklaring zoekt.

Het gebruik van termen als veel of weinig en meer of minder zijn niet exact genoeg om tot uitspraken te komen, die de realiteit voldoende benaderen. Een regressie model biedt het voordeel dat men door middel van een aantal testen kan controleren of bepaalde veronderstelde oorzakelijke verbanden aanwezig zijn en in welke mate. Men brengt als het ware alle ter zake dienende "grootheden", voor zover bekend, tot hun juiste proporties terug, alvorens tot bindende uitspraken over te gaan.

Een bezwaar bij het gebruik van de methodiek van de regressie-analyse op de macro-economie is de kwaliteit van de waarnemingen.

Men heeft vrij vaak niet de beschikking over voldoende specificering van het basis-materiaal, terwijl bovendien niet-adequate samenvoegingen van diverse gegevens voorkomen. Dat hieraan tot nu toe minder aandacht werd besteed, moet geweten worden aan de omstandigheid dat onvoldoende technische hulpmiddelen konden worden ingeschakeld om de noodzakelijke testen uit te voeren.

Op basis van de resultaten van eerder genoemde testen zou men wijzigingen of verfijningen kunnen aanbren-gen. In de nabije toekomst zal het mogelijk zijn meer differentiaties in het model op te nemen, zonder dat het onmogelijk wordt het model simultaan op te lossen.

Tot op heden moet nog worden volstaan met regressie vergelijkingen die 60% tot 80% van het te onderzoeken fenomeen verklaren. Afgezien van deze praktische moeilijkheden, waarop later nog nader zal worden ingegaan, is de waarde

van het lineaire regressie model beperkt tot eenzijdige oorzakelijke relaties. De factor analyse kan een welkome bijdrage leveren, doordat zij ook betrekking heeft op ander soortige relaties. In het laatste hoofdstuk zal deze methode worden toegepast op enkele belangrijk lijkende grootheden, waarvoor geen vergelijking in het model kon worden opgenomen.

1.2 Definitie van een model.

Een zeer ruime, algemene definitie treft men aan bij Malinvaud ¹⁾ die zegt dat een model een geformaliseerde presentatie is van ideeën of van een zekere kennis over een bepaald fenomeen. Dit wil zeggen dat men op een of andere wijze inzicht heeft verkregen in de belangrijkste elementen en de werking van het desbetreffende fenomeen. Voor de formalisering van de verkregen inzichten maakt men bijna steeds gebruik van een wiskundig vergelijkingenstelsel, omdat men dan gemakkelijker de logische consequenties van de aangenomen hypothesen kan toetsen aan de waargenomen realiteit.

Naast Malinvaud zijn er nog talrijke definities van andere auteurs. Al deze definities van een model worden gekenmerkt door een aantal gemeenschappelijke elementen, namelijk:

- a. de veronderstelling, dat er een zekere kennis van empirische aard aanwezig is;
- b. de mogelijkheid tot het opstellen van hypothesen over de opbouw en het gedrag van de te bestuderen verschijnselen;
- c. het vereenvoudigen van een complexe realiteit tot een inzichtelijk geheel van fundamentele relaties met behulp van axioma's, teneinde die werkelijkheid zo effectief mogelijk te benaderen;

1) E. Malinvaud: Methodes Statistiques de l'econometrie; 1964 pag. 52.

d. een mathematische vorm voor het weergeven van de gemaakte hypothesen over de veronderstelde relaties.

Een model kan men nu definiëren als een logisch systeem van vergelijkingen, dat tot doel heeft het wezenlijke en de werking van een complexe werkelijkheid, met behulp van axioma's en definities, tot een inzichtelijker geheel samen te brengen.

Men spreekt van een economisch model, indien de aanvaarding of verwerping ervan berust op de logische consistentie van het model. Men spreekt van een econometrisch model, indien de aanvaarding of verwerping ervan wordt bepaald door de mate van overeenstemming met de waarneembare werkelijkheid. Bij de toetsing van een econometrisch model aan de werkelijkheid, worden voor de onbepaalde coëfficiënten van het model numerieke waarden gevonden. Onder een econometrische structuur wordt nu een econometrisch model verstaan, waarvan de numerieke waarden van de coëfficiënten door toetsing aan de werkelijkheid zijn vastgesteld.

1.3 Het lineaire econometrische model.

Een lineair econometrisch model kan men beschouwen als een weergave van de economische structuur in lineaire functies.

Vandaar dat men deze modellen ook wel aanduidt met de term "structuur modellen". Men bedoelt daar dan mee, dat een dergelijk model de relatie structuur van het economisch handelen in de volkshuishouding weergeeft.

De eerder nog, onbekende parameters zijn dan numeriek gespecificeerd. Elke functie van een lineair model geeft voor een bepaald economisch fenomeen aan, door welke andere verschijnselen het gedrag van dat fenomeen kan worden verklaard.

Onder gedrag moet worden verstaan de mate van wijziging, die optreedt in de kwantiteit van de te verklaren

variabele, ten gevolge van wijzigingen in de verklarende variabelen. Het gehele model stelt dus de werkelijkheid voor in gecomprimeerde vorm, waarbinnen de economische grootheden functioneren in hun oorzakelijke relaties tot elkaar.

Welke elementen men als verklarende variabelen opneemt in de vergelijkingen, wordt bepaald door de economische theorie, waaraan men de hoogste graad van waarschijnlijkheid toekent.

Door middel van toetsing op significantie en multicollineariteit kan worden vastgesteld of de keuze juist is geweest. Wanneer geen significant verband wordt gevonden, zal men de theorie, die als werkhypothese heeft gediend, moeten herzien.

Men verlieze daarbij dan niet uit het oog dat eerst moet worden nagegaan of er sprake is geweest van auto-correlatie in de storingstermen en of aan de andere statistische noodzakelijke voorwaarden is voldaan.

Of men er in slaagt een betere theorie te formuleren is een ander vraagstuk. Het kan zijn, dat men zich van andere hulpmiddelen dan het lineaire model moet bedienen om de in de werkelijkheid bestaande verbanden op te sporen en te kwantificeren.

De voorkeur voor lineaire modellen in de toegepaste econometrie berust op een drietal gronden, te weten:

- a. economisch-politieke;
- b. statistische;
- c. empirische;

ad a. De problemen, welke men een econometrist vanuit de praktische economische politiek voorlegt, vragen meestal om "lineaire" antwoorden d.w.z. antwoorden, welke direkt aangeven hoeveel (hetzij absoluut, hetzij in procenten) bepaalde grootheden zullen veranderen als een of een aantal gegeven grootheden met een bepaalde waarde veranderen. Het

zijn vraagstukken in de trant van: als de investeringen tot een bepaald niveau worden gestimuleerd, welke invloed is daarvan te verwachten op bijv. de werkgelegenheid, de inkomensvorming en het betalingsbalanssaldo? Dit ogenschijnlijk simpele vraagstuk raakt een meer complex geheel van economische relaties. Wenst men het antwoord daarop eenvoudig te houden, dan is het een eerste vereiste er voor te zorgen, dat de economische relaties zijn uitgedrukt in lineaire functies.

Een meer theoretisch motief voor het hanteren van lineaire vergelijkingen in een economisch model is, dat men de te schatten parameters kan interpreteren als elasticiteits-coëfficiënten, indien de variabelen worden uitgedrukt in relatieve verschillen.

Geldt bijv. de vergelijking:

$$\frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}} = b \frac{z_t - z_{t-1}}{z_{t-1}} \quad (1.3.1)$$

dan volgt hieruit:

$$b = \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}} \cdot \frac{z_{t-1}}{z_t - z_{t-1}} \quad (1.3.2)$$

hetgeen als de elasticiteit van y ten opzichte van z geïnterpreteerd kan worden. ¹⁾

ad b. De statistische methoden, welke voor de schatting van de onbekende parameters met behulp van de waarnemingen der variabelen gehanteerd worden, zijn in overwegende mate gebaseerd op lineaire relaties. Er zijn ook schattingsmethoden

1) ALFRED MARSHALL: Principles of Economics (1925) pag. 839, Note III.

voor niet-lineaire vergelijkingen ontwikkeld. Bij de toepassing van deze methoden in een model van enige omvang treden echter aanzienlijke reken-technische problemen op, o.a. in verband met de geheugen-capaciteit van de computer.

Een geheel andere statistische reden voor het gebruik van lineaire economische modellen is gelegen in het feit, dat de storingsterm in een lineaire vergelijking additieve eigenschappen bezit. Het bezit van additieve eigenschappen voor de storingsterm van een vergelijking van een econometrisch model is belangrijk, omdat:

enerzijds in zo'n model veelal gelijktijdig drie foutenbronnen werkzaam zijn;

anderzijds de schattingsmethoden van de te schatten parameters normaliteit van de storingsterm veronderstellen.

De drie soorten fouten, welke in een econometrisch model voorkomen, ontstaan tengevolge van:

1. een onvolledige en onjuiste specificatie van de onafhankelijke variabelen;
2. het gebruik van een minder juiste waarnemingsperiode;
3. het maken van fouten in de waarnemingen.

Deze drie verschillende "foutenbronnen" kunnen elk een andere verdeling hebben. Zijn deze laatste echter additief, dan zal de som daarvan meer de normale verdeling naderen, dan elk der afzonderlijke foutencomponenten apart, zodat in een lineair model aan de voorwaarde van een normale verdeling van de storingsterm in het algemeen beter zal zijn voldaan dan in een niet-lineair model.

De normale verdeling van de storingsterm wordt o.a. verondersteld bij de F- en de t-toets, welke bij economische modellen veel gehanteerd worden.

ad c. De kwaliteit van het empirisch waarnemingsmateriaal laat vaak te wensen over. Een wat sober lineair model, waarvan de parameters met behulp van een eenvoudige methode worden geschat, getuigt in dergelijke gevallen vaak van

meer werkelijkheidszin dan een model met gecompliceerde niet-lineaire vergelijkingen. Strikt genomen is een lineair model zowel in de variabelen als in de parameters lineair. Een lineaire functie geeft echter dikwijls het verband tussen twee economische variabelen niet volledig weer. Onder invloed van de marginale verhoudingen zullen er tussen de economische grootheden in feite maar weinig echte lineaire relaties bestaan. Ofschoon de economische theorie herhaaldelijk heeft laten zien, dat men op zinvolle wijze met lineaire vergelijkingen in de economie kan werken, is het niet noodzakelijk niet-lineaire verbanden buiten een lineair model te laten.

Er zijn namelijk talrijke economische relaties, welke zogenaamd intrinsiek-lineair zijn; dit wil zeggen welke door de een of andere transformatie van de variabelen lineair in de parameters worden. Een voorbeeld van een intrinsiek-lineaire relatie in de economie is de bekende wet van Pareto met betrekking tot de inkomens verdeling. Deze wet zegt, dat het aantal inkomenstrekken (y) met α procent daalt, indien het modale inkomen (x) met 1 procent toeneemt, en wordt als volgt weergegeven:

$$y = Ax^{-\alpha} \quad (1.3.3)$$

waarbij A en α de constante parameters van de verdeling zijn. Door de variabelen y en x met behulp van logaritmen te transformeren kan men (1.3.3) op een eenvoudige wijze uitdrukken in de lineaire relatie:

$$\log y = \log A - \alpha \log x \quad (1.3.4)$$

Behalve logarithischme zijn er ook andere transformaties van variabelen mogelijk om niet-lineaire verbanden met lineaire functies te benaderen, namelijk door de variabelen uit te drukken in differenties of procentuele veranderingen,

zoals in de onderhavige studie is geschied.

1.4 De variabelen.

De grootheden, welke in een economisch of econometrisch model worden opgenomen, zijn onder te verdelen in twee hoofdgroepen van variabelen namelijk endogene en exogene.

Endogene variabelen zijn de grootheden, waarin de te onderzoeken verschijnselen worden uitgedrukt en waarvan de waarden op een bepaald moment door de relaties en de exogene variabelen van het model dienen te worden verklaard. Voor de oplossing van een model heeft dit de consequentie, dat het aantal vergelijkingen geconditioneerd wordt door het aantal endogene variabelen; m.a.w. het aantal vergelijkingen moet gelijk zijn aan het aantal endogene grootheden.

Exogene variabelen zijn grootheden, welke voor het te onderzoeken fenomeen een gegeven zijn. Deze variabelen worden dus niet door het model bepaald. Het zijn vooraf en buiten het vergelijkingenstelsel om nauwkeurig vastgestelde bekende grootheden, welke de gegevens vormen voor de oplossing van het model. Ze leggen derhalve geen condities op, betreffende het aantal vergelijkingen en kunnen in aantal dan ook groter, kleiner of gelijk daaraan zijn.

Het van te voren bepaald zijn is het specifieke kenmerk van een exogene variabele. Het gedrag van een endogene variabele berust niet alleen op externe invloeden van de lopende periode, maar ook op ervaringen en beslissingen uit het verleden. De vraag naar consumptieve goederen en diensten op tijdstip t is niet alleen afhankelijk van exogene factoren op tijdstip t , maar ook van endogene omstandigheden van het tijdstip $t-1$, zoals bijvoorbeeld de invloed van vaste consumptie-gewoonten, het prijzen- en het inkomenspeil van de voorgaande periode.

Een dergelijk vertraagd doorwerkende endogene invloed uit een periode $t-1$, noemt men een vertraagde endogene variabele. Zo'n vertraagde, endogene variabele duidt men aan met een suffix voor de periode, waarop de vertraagde variabele betrekking heeft. Is dit één periode terug, dan wordt dat gesymboliseerd door $t-1$; twee perioden terug wordt aangegeven door $t-2$. Op tijdstip t is het gedrag van een endogene variabele in de voorgaande perioden bekend. Een vertraagde endogene variabele in een model is dus van te voren bepaald en behoort derhalve tot de exogene variabelen.

Sommige auteurs o.a. Tinbergen en Dalmulder onderscheiden de exogene en de endogene variabelen elk nog in twee subgroepen. De exogene variabelen verdeelt men in:

- a. instrument variabelen; dat zijn door de overheid beheersbare exogene variabelen, welke aangewend kunnen worden, om bepaalde endogene doeleinden na te streven;
- b. irreguliere variabelen; dat zijn exogene variabelen, waarvan de beheersing door de overheid niet mogelijk is, hetzij omdat deze variabelen van nature onbeheersbaar zijn (b.v. de mate van neerslag, de wintertemperatuur), hetzij omdat deze variabelen slechts door vreemde mogelijkheden beheersbaar zijn.

De endogene variabelen verdeelt men vervolgens onder in:

- a. doelvariabelen; dat zijn endogene variabelen, welke met behulp van instrument variabelen een bepaalde, van te voren vastgestelde waarde (doelstelling) dienen te bereiken;
- b. indifferentie variabelen; bij deze endogene variabelen wordt het bereiken van een bepaalde waarde (doelstelling) met behulp van instrumentvariabelen niet nadrukkelijk nagestreefd.

Welke instrument variabelen in een bepaalde periode worden gebruikt en welke doeleinden in een bepaalde periode worden nagestreefd, wordt bepaald door de machthebbers, welke deze periode gestalte trachten te geven. De indeling van de endogene variabelen in de doeleinden en indifferente variabelen is dus betrekkelijk. Het is echter voor de politieke machthebbers van groot belang niet al te indifferent te staan tegenover de indifferente variabelen, daar deze houding aanleiding kan geven tot buiten parlementaire oppositie welke kan leiden tot ondermijning van hun politiek. Door het inbouwen van drempel-waarden voor de indifferente variabelen, is het mogelijk deze ondermijning te voorkomen. Onder de irreguliere variabelen hebben wij variabelen leren kennen, welke door vreemde mogendheden beheersbaar zijn. Ook ten aanzien van deze variabelen is een indifferente houding van de politieke machthebbers ongewenst.

1.5 De algemene vorm van een lineaire stochastische relatie.

Duidt men de endogene variabele aan met y_t ($t = 1, 2, \dots, T$) de exogene variabelen met x_{it} ($i = 1, 2, \dots, K; t = 1, 2, \dots, T$) en de storingsterm met μ_t ($t = 1, 2, \dots, T$) dan kan men een lineaire stochastische relatie als volgt weergeven:

$$y_t = b_1 \cdot x_{1t} + b_2 \cdot x_{2t} + \dots + b_K \cdot x_{Kt} + \mu_t \quad (1.5.1)$$

($t = 1.2 \dots T$)

of in matrix vorm:

$$y = Xb + \mu \quad (1.5.2)$$

waarbij:

$$y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_T \end{bmatrix} \quad x = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{21} & \cdot & \cdot & \cdot & x_{K1} \\ x_{12} & x_{22} & \cdot & \cdot & \cdot & x_{K2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{1T} & x_{2T} & \cdot & \cdot & \cdot & x_{KT} \end{bmatrix} \quad b = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ \vdots \\ b_K \end{bmatrix} \quad \mu = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_T \end{bmatrix}$$

De constante term wordt in (1.5.1) en (1.5.2) niet opgenomen, maar aangemerkt als een exogene variabele met een constante waarde één. Neemt men hiervoor x_1 dan is de parameter b_1 gelijk aan de waarde van de constante term. Modellen opgebouwd uit relaties als (1.5.1) en (1.5.2) kan men al naargelang de waarden van μ onderscheiden in exact en stochastisch gedefinieerde modellen. Is de vector van de storingstermen

$$\mu = 0 \quad (1.5.3)$$

dan worden de endogene variabele volledig en exact bepaald door de parameters en de exogene variabelen. In een exact model worden de relaties tussen de variabelen dus niet beïnvloed door storingen tengevolge van ondeugdelijke specificatie en waarnemingen. Deze categorie modellen worden veelal gehanteerd in de economische theorie, zodat men exact gedefinieerde modellen soms ook wel aanduidt met de term "economische modellen". Is daarentegen:

$$\mu \neq 0 \quad (1.5.4)$$

dan spreekt men van een stochastisch gedefiniëerd model. In een stochastisch model worden de endogene variabelen dus niet volledig bepaald door de parameters en de exogene variabelen, maar uitgedrukt in lineaire relaties van exogene variabelen en storingstermen. In de econometrie hanteert men overwegend stochastische modellen, omdat hiermede de werkelijkheid beter benaderd wordt. Er zijn nagenoeg geen economische relaties te bedenken, welke niet op de een of

andere wijze beïnvloed worden door niet-meetbare factoren.

Voor een zo goed mogelijke benadering van de werkelijkheid kan men niet volstaan met de introductie van een stochastische component. Men dient daarbij ook rekening te houden met invloeden uit het verleden, welke doorwerken in de huidige periode. Deze invloeden worden in het model gebracht door het opnemen van vertraagde variabelen, welke zowel van endogene als exogene oorsprong kunnen zijn. Een model, dat behalve variabelen uit de lopende periode, ook vertraagde variabelen, welke betrekking hebben op invloeden van voorgaande perioden, bevat, heet een dynamisch model.

Daar een vertraagde endogene variabele in feite een aparte exogene variabele is kan men een stochastisch dynamisch lineair model als volgt in endogene, vertraagde endogene en exogene variabelen weergeven:

$$y_t = b_1 \cdot x_{1t} + b_2 \cdot x_{2t} + \dots + b_H \cdot x_{Ht} + c_1 y_{t-1} + c_2 y_{t-2} + \dots + c_\tau y_{t-\tau} + \mu_t$$

$$(t = 1, 2, \dots, T) \quad (1.5.5)$$

Meestal worden de vertraagde endogene variabelen $y_{t-\tau}$ opgevat als exogene variabelen, d.w.z. als deelverzameling van de klasse x_{it} . Zodoende gaat de vorm (1.5.5) weer over in de vereenvoudigde vorm (1.5.2).

Zoals reeds werd opgemerkt, hanteert men behalve het begrip model in de econometrie ook het begrip structuur. Het verschil tussen beide begrippen is dat de parameters in een model onbekend en in een structuur numeriek bepaald zijn. Een model bevat op onbenoemde wijze de bij de endogene variabelen behorende populatieparameters; een structuur bevat de geschatte, numerieke waarden van de bij endogene en exogene variabelen behorende parameters. Zodra

de populatieparameters van een model geschat zijn verkrijgt men de econometrische structuur, welke bij het desbetreffende model behoort. Voor de verkrijging van een eenduidige structuur van een stochastisch model is het noodzakelijk dat de vector van storingstermen μ en de matrix van de waarnemingen van de exogene variabelen X aan bepaalde voorwaarden voldoen.

Indien de exogene variabelen geen vertraagde endogene variabelen bevatten zijn de voorwaarden om tot een oplossing van het model te komen:

$$E(\mu) = 0 \quad (1.5.6)$$

$$E(\mu \mu') = \sigma^2 I \quad (1.5.7)$$

$$X \text{ is onafhankelijk van } \mu \quad (1.5.8)$$

$$\text{Rang van } X = K \leq T \quad (1.5.9)$$

Is aan deze voorwaarden voldaan dan kan men o.a. bewijzen dat de kleinste kwadraten schatters van b de beste lineaire zuivere schatters zijn (Gauss - Markov schatters).

1.6. Toetsen op multicollineariteit en auto-correlatie.

1.6.1 Multicollineariteit. ¹⁾

Het verschijnsel van onderlinge lineaire afhankelijkheid tussen de verklarende variabelen x_i noemt men multicollineariteit. Bij het aanwezig zijn van lineaire afhankelijkheid tussen de x_i variabelen worden de kleinste kwadratenschatters van de regressie parameters β en σ^2 on-

1) Zie: D.E. Farrar and R. Glauber: Multicollinearity in regression analysis The problem revised; Review of Economics and Statistics. Febr. 1957 pag. 92 - 107.

betrouwbaar. Dit is ook het geval met de eventuele significantie-toetsen (bijv. de t-toets van Student), welke men op deze parameters kan toepassen, mits

$$\mu_t \text{ normaal verdeeld is} \quad (1.6.1)$$

In econometrische modellen komt het echter zelden voor dat de verklarende variabelen geheel en al lineair onafhankelijk van elkaar zijn. De intercorrelatie tussen deze variabelen neemt dan ook vaak een dusdanige omvang aan, dat zij verstoring werkt op de resultaten van de parameterschatters. Dientengevolge is ook de rang van de matrix van de verklarende variabelen meestal niet gelijk aan K , waarbij K het aantal verklarende variabelen inclusief de constante voorstelt.

Men constateert de aanwezigheid van multicollineariteit door na te gaan of de correlatie matrix $[r_{ij}]$ van de verklarende variabelen x_i in voldoende mate beantwoordt aan de eisen van onafhankelijkheid. Doordat $[r_{ij}]$ een positief semi-definiete matrix is en alle elementen van deze matrix tussen 0 en 1 liggen wordt de determinant van $[r_{ij}]$ als volgt begrensd:

$$0 \leq |r_{ij}| \leq 1 \quad (1.6.2)$$

Als de x_i variabelen volledig onafhankelijk zijn geldt het volgende criterium:

$$H_0 : |r_{ij}| = 1 \quad (1.6.3)$$

Is daarentegen de $|r_{ij}|$ significant kleiner dan één, dus

$$H_1 : |r_{ij}| < 1 \quad (1.6.4)$$

dan zijn de verklarende variabelen onderling afhankelijk.

Bartlett ¹⁾ heeft aangetoond dat de det. van $[r_{ij}]$ zodanig getransformeerd kan worden, dat deze een χ^2 verdeling volgt van de volgende vorm;

$$\chi^2_v = - \left[T - 1 - 1/6 (2n + 5) \right] \ln |r_{ij}| \quad (1.6.5)$$

waarbij het aantal vrijheid graden v wordt weergegeven door

$$v = \frac{1}{2} n (n-1) \quad (n = K - 1) \quad (1.6.6)$$

Naarmate $|r_{ij}|$ tot nul nadert, neemt de χ^2_v waarde toe en is er sprake van multicollineariteit tussen de x_i variabelen. Naarmate $|r_{ij}|$ nadert tot één, neemt de χ^2_v waarde af, zodat men tot afwezigheid van multicollineariteit kan concluderen.

In de praktijk blijkt dat de waarde van $[r_{ij}]$

$$|r_{ij}| \approx 0,5 \quad (1.6.7)$$

als grenswaarde kan worden gehanteerd, om eventuele multicollineariteit tussen de verklarende variabelen vast te stellen. Blijkt uit de determinant waarde, dat er multicollineariteit aanwezig is, dan moet worden vastgesteld, welke variabele daarvoor aansprakelijk is.

Deze opsporing heeft plaats door voor iedere verklarende variabele x_i de gekwadrateerde multipele correlatie coëfficiënt $R^2_{x_i \hat{x}}$ met de overige verklarende variabelen \hat{x} te berekenen.

$$\text{Indien } X \text{ multinormaal verdeeld is} \quad (1.6.8)$$

(hetgeen doorgaans het geval is, wanneer de waarnemingen van de variabelen zijn uitgedrukt in procentuele verschil-

1) M.S. Bartlett: Test of significance in Factor Analysis; British Journal of Psychology statistical section 3: pag. 83.(1950)

len) kan men de gekwadrateerde multipele correlatie coëfficiënten $R_{x_i \hat{x}}^2$ toetsen op hun significantie, met behulp van de toets:

$$F(R_{x_i \hat{x}}^2) = \frac{R_{x_i \hat{x}}^2}{1 - R_{x_i \hat{x}}^2} \cdot \frac{T-n}{n-1} \quad (1.6.9)$$

met resp. $(T-n)$ en $(n-1)$ vrijheidsgraden, waarbij $n = k - 1$. Als nulhypothese wordt gesteld, dat er geen significant verband bestaat, zodat geldt:

$$H_0 : R_{x_i \hat{x}}^2 = 0 \quad (1.6.10)$$

$$H_1 : R_{x_i \hat{x}}^2 > 0 \quad (1.6.11)$$

De gekwadrateerde multipele correlatiecoëfficiënten $R_{x_i \hat{x}}^2$ kunnen worden uitgedrukt als functie van de hoofddiagonaal elementen van de inverse van de correlatiematrix $[r_{ij}]$. Die functie voldoet aan de volgende relatie:

$$\begin{aligned} r^{ii} &= \frac{1}{1 - R_{x_i \hat{x}}^2} = \frac{1 - R_{x_i \hat{x}}^2 + R_{x_i \hat{x}}^2}{1 - R_{x_i \hat{x}}^2} = \frac{1 - R_{x_i \hat{x}}^2}{1 - R_{x_i \hat{x}}^2} + \frac{R_{x_i \hat{x}}^2}{1 - R_{x_i \hat{x}}^2} = \\ &= 1 + \frac{R_{x_i \hat{x}}^2}{1 - R_{x_i \hat{x}}^2} \end{aligned} \quad (1.6.12)$$

zodat:

$$\frac{R_{x_i \hat{x}}^2}{1 - R_{x_i \hat{x}}^2} = r^{ii} - 1 \quad (1.6.13)$$

Uit (1.6.13) volgt, dat de hiervoor vermelde $F(R_{x_i \hat{x}}^2)$ -toets herschreven kan worden als:

$$F(R_{x_i \hat{x}}^2) = \frac{R_{x_i}^2}{1 - R_{x_i \hat{x}}^2} \cdot \frac{T-n}{n-1} = (r^{ii} - 1) \cdot \left(\frac{T-n}{n-1} \right) \quad (1.6.14)$$

waarbij $(n-1)$ en $(T-n)$ de daarbij behorende vrijheidsgraden zijn. Zodra de multipele correlatie-coëfficiënt $R_{x_i \hat{x}}^2$ van een verklarende variabele x_i met de overige verklarende variabelen statistisch significant is, dient men de betreffende variabele als een multicollineariteit veroorzakende grootheid aan te merken.

Hiermede is echter niet aangegeven, welke van de overige variabelen door de multicollineariteit veroorzaken de variabele x_i worden aangetast. Om dit na te gaan worden de partiële correlatiecoëfficiënten tussen de verklarende variabelen berekend:

$$r_{ij, \dots, n} = \frac{-r^{ij}}{\sqrt{r^{ii}} \sqrt{r^{jj}}} \quad (i, j = 1, 2, \dots, n) \quad (1.6.15)$$

waarbij r^{ij} het (i, j) ^{de} element uit $[r_{ij}]^{-1}$ is. Deze worden vervolgens op hun significantie getoetst met behulp van een t -toets:

$$t_{ij} = \frac{r_{ij, \dots, n} (T-n)}{\sqrt{1 - r_{ij, \dots, n}^2}} \quad (1.6.16)$$

waarbij $T-n$ het aantal vrijheidsgraden aanduidt. Als nulhypothese wordt gesteld, dat er geen significant verband tussen x_i en x_j ($j = 2, \dots, n$) bestaat, zodat:

$$H_0 : r_{ij, \dots, n} = 0 \quad (1.6.17)$$

$$H_1 : r_{ij}, \dots, n \neq 0 \quad (1.6.18)$$

Hiermede is het interdependentiepatroon tussen de verklarende variabelen x_i vastgelegd.

1.6.2 Auto-correlatie.

Bij auto-correlatie gaat men na of er correlatie bestaat tussen de respectievelijke residuen u . Daartoe wordt de Durbin-Watson toets aangewend, waarvan de toetsingsgrootte d wordt berekend als:

$$\hat{d} = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2} \quad (1.6.19)$$

Daar uitsluitend getoetst wordt op auto-correlatie tussen opvolgende residuen, toetst men in feite of de residuen al dan niet een eerste orde Markov schema van de vorm

$$\hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} + \eta_t \quad (1.6.20)$$

volgen. Hierbij is:

$\eta = (\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_t)$ een vector van onderlinge onafhankelijke storingstermen met $E(\eta) = 0$ en constante variantie: $E(\eta^2) = \sigma_y^2$;
 ρ = de eerste orde auto-correlatiecoëfficiënt der residuen.

Verscheidene auteurs ¹⁾ hebben erop gewezen, dat eerste orde autocorrelatieprocessen vrij goed corresponderen met de realistische complexiteit van econometrische mo-

1) E. Malinvaud: op. cit. pag. 449.

dellen. In deze studie wordt de auto-correlatiecoëfficiënt ρ geschat als volgt: ¹⁾

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-1}}{\sum_{t=2}^T \hat{u}_t^2} \quad (1.6.21)$$

Daar de kansverdeling van de theoretische toetsingsgrootte d (gebaseerd op de populatie storingstermen μ_t) negatief (of rechts) asymmetrisch is (in de richting van de kansdichtheid van de bovengrens d_U) en bovengenoemde schatter $\hat{\rho}$ de populatie auto-correlatiecoëfficiënten meestal onderschat in absolute waarde, ²⁾ worden in econometrische studies meestal de volgende beslissingsregels gevolgd:

- als $\hat{d} < d_U$: positieve auto-correlatie
- als $\hat{d} > 4 - d_U$: negatieve auto-correlatie en
- als $d_U \leq \hat{d} \leq 4 - d_U$: geen auto-correlatie

Bovenstaande beslissingsregels zijn zeer strikt en in feite wat overdreven geformuleerd (de kansdichtheid van d valt niet samen met die van d_U). Dit komt voornamelijk tot uiting bij kleine steekproeven met een relatief groot aantal verklarende variabelen (b.v. $T = 15$ met $k > 4$). Hiervoor zijn bovenstaande beslissingsregels als absolute limietgevallen te interpreteren, wat trouwens wordt bevestigd door verscheidene Monte Carlo-studies. Deze simulatiestudies tonen in het algemeen aan dat een eventuele correctie voor auto-correlatie van de oorspronkelijke kleinste kwadraten schattingen (b.v. methode van Cochrane en Orcutt) niet efficiënt is, indien:

1) A.S. Goldberger: *Econometric Theory*, pag. 243.

2) E. Malinvaud: op. cit., pag. 429 en 438.

$$|\hat{\rho}| \leq 0,40$$

(1.6.22)

Malinvaud zegt zelfs, dat lineaire schattingen met behulp van gewone kleinste kwadraten aan te bevelen is, zolang de absolute auto-correlatiecoëfficiënt niet groter is dan 0,50. ¹⁾

Tenslotte zij nog vermeld, dat noch \hat{d} , noch $\hat{\rho}$ een betrouwbare schatting opleveren, indien de te verklaren variabele in de regressievergelijking vertraagd voorkomt onder de te verklaren variabelen. De vergelijking heeft dan namelijk een auto-regressie structuur. Door de afhankelijkheid tussen die vertraagde te verklaren variabele en de storingsvector zijn de te schatten regressieparameters niet zuiver en zelfs niet asymptotisch raak, in geval van geautocorreleerde storingstermen.

1) E. Malinvaud, op. cit. pag. 445. Men lette evenwel op een onderschatting door $\hat{\rho}$.

HOOFDSTUK II. DE STRUCTUUR VAN HET MODEL.

2.1. De bestedingsstructuur van de nederlandse volkshuishouding in de voor- en naoorlogse periode.

Voor de bepaling van een economische structuur van de naoorlogse periode van de Nederlandse volkshuishouding heeft het korte termijn model - opgesteld door Prof. Dr. P.J. Verdoorn en Drs. J.J. Post van het Centraal Planbureau - als uitgangspunt gediend. Deze keuze is gebaseerd op de overweging, dat dit econometrische model in de praktijk veelvuldig wordt gehanteerd en relatief een belangrijke rol speelt bij de bepaling van de te voeren economische politiek.

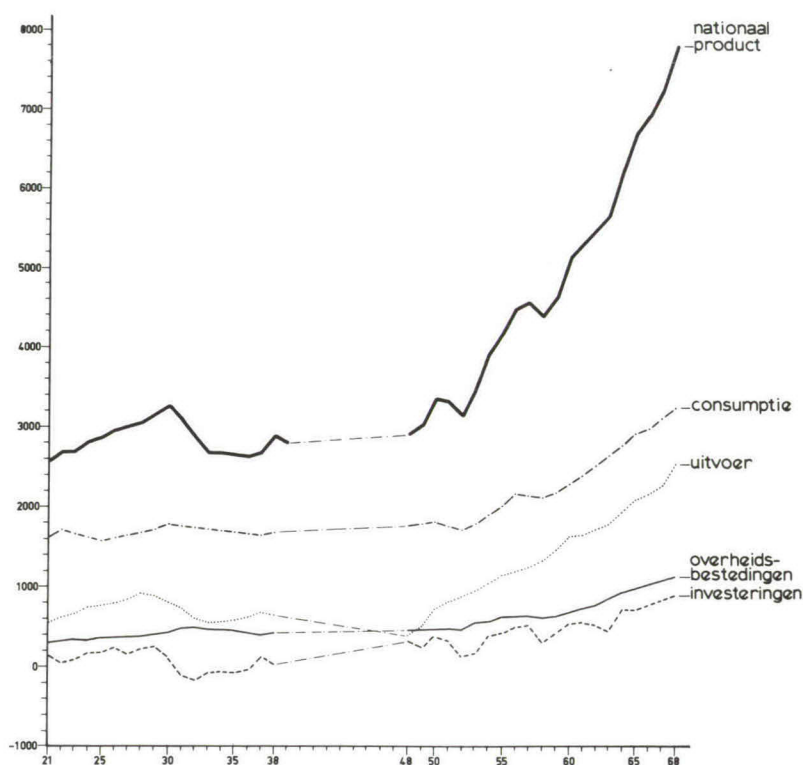
In dit model, dat voor het eerst door het Centraal Planbureau in het Centraal Economische Plan van 1961 is gepubliceerd, worden voor de bepaling van de coëfficiënten de vooroorlogse en de naoorlogse jaren samengevoegd. Teneinde de economische structuur van de naoorlogse periode wat meer gewicht te geven, heeft men de naoorlogse jaren in de tijdreeksen van de variabelen tweemaal opgenomen.

De overwegingen die tot deze werkwijze hebben geleid lijken niet erg plausibel. Zij berusten op de gedachte, dat het model ook conjunctuuruitslagen moet kunnen beschrijven, welke belangrijk groter zijn dan in de naoorlogse periode het geval is geweest. Het onderbrengen van twee zo totaal verschillende tijdvakken in één model resulteert in uitkomsten, die op geen van beide perioden betrekking hebben.

Vergelijkt men de gegevens van enkele belangrijke grootheden van voor de oorlog met overeenkomstige van na de oorlog dan blijkt het model van het Centraal Planbureau een dusdanig vertekend beeld te geven van beide tijdvakken, dat aan de waarde van dit werkstuk ernstig getwijfeld moet worden. Opmerkelijk is in de eerste plaats de grote absolute stijging van het reële nationale inkomen per hoofd van de

bevolking, namelijk tweemaal zoveel als voor de oorlog. De reële overheidsbestedingen per hoofd hebben zich eveneens verdubbeld en de uitvoer per hoofd, gezuiverd van prijsinvloeden, bedraagt ook tweemaal zoveel. De reële consumptieve bestedingen van de gezinshuishoudingen per hoofd van de bevolking blijken 1,4 maal zo groot te zijn als voor de oorlog en de reële investeringen per hoofd bedragen in de naoorlogse periode het zevenvoudige. De navolgende figuren brengen het verloop van de desbetreffende grootheden in beeld.

figuur 21. nationaal product, consumptie, uitvoer, overheidsbestedingen en investeringen in prijzen van 1938, per hoofd van de bevolking.



Figuur 1 geeft per hoofd van de bevolking het verloop weer van het netto nationale product tegen marktprijzen (nnp_m), de private consumptie (c), de uitvoer (b), de overheidsbestedingen (x^G) en de netto investeringen (i_N) van de bedrijven tegen constante marktprijzen, waarbij

$$nnp_m = c + x^G + i_N + b \quad (2.1.1.)$$

Teneinde de vooroorlogse periode objectief met de naoorlogse te kunnen vergelijken, zijn de reeksen ook gezuiverd voor de bevolkingsgroei. De genoemde grootheden zijn in de figuur weergegeven in reële guldens per hoofd van de bevolking. In deze figuur presenteert zich volledig het grote absolute niveauverschil tussen beide perioden als men de relatieve niveauveranderingen beschouwt door de vooroorlogse periode 1921 - 1939 op basis van 1921 = 100 te vergelijken met de naoorlogse periode 1948 - 1968 met als basis 1948 = 100. Het verloop van deze grootheden is weergegeven in figuur 2.a. tot en met 2.e.

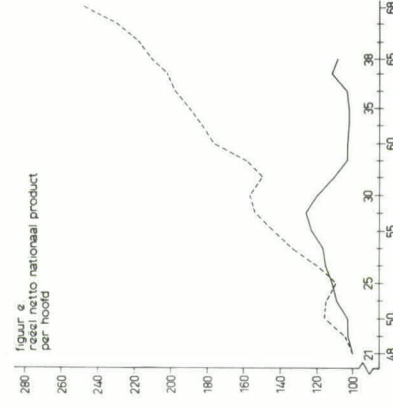
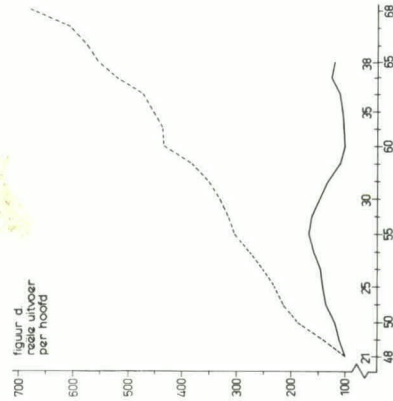
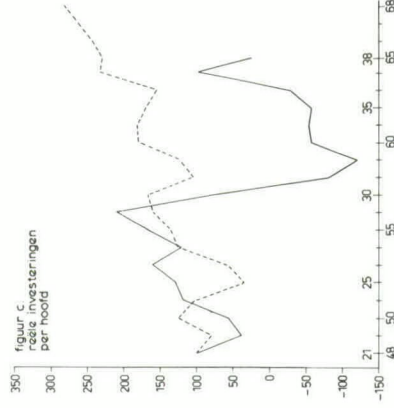
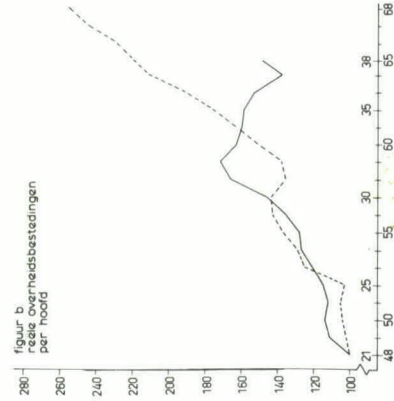
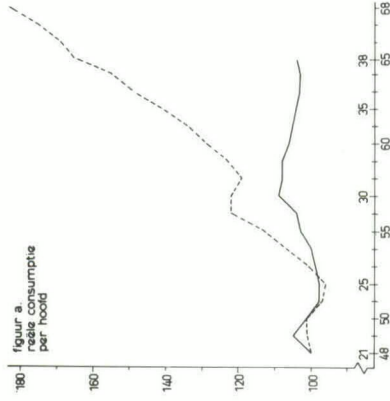
Het behoeft geen betoog dat een verhoging van het welvaartspeil een definitieve wijziging in de economische structuur van de volkshuishouding met zich brengt. Maakt men een procentuele vergelijking dan krijgt men een indruk van de omvang van de opgetreden structuurveranderingen.

Er treden fundamentele wijzigingen op in de verhoudingen waarin consumptie, investeringen, uitvoer en overheidsuitgaven staan ten opzichte van elkaar en ten opzichte van het nationaal product.

Omgekeerd zullen deze veranderde en zich nog veranderende relaties de verdere ontwikkeling van het nationaal inkomen bepalen.

Het meest opzienbarend is het verloop van de investeringen. Deze blijken na de oorlog gemiddeld 7 maal zo hoog te zijn als voor de oorlog.

Gaat men uit van de stelling dat investeringen alleen veroorzaakt worden door afzet en/of winstverwachtingen, dan volgt daaruit de conclusie dat het consumptief vermogen



in binnen- en buitenland voor zover het onze produkten betreft aanzienlijk moet zijn verhoogd.

Intrigerend zijn in dit verband de cijfers over de periode 1964/68. Deze periode ving aan met een forse loonstijging van 15 % in de particuliere sector, gevolgd door loonstijgingen bij andere inkomensgroepen.

Deze als explosief betitelde loonontwikkeling heeft niet de verwachte terugslag gebracht in investeringen en afzet, met name ook niet in de uitvoer.

Blijkens de gegevens is eerder een snelle opgaande ontwikkeling opgetreden (zie figuur 1 en 2).

De structuurveranderingen vinden hun neerslag in de wijziging van de onderlinge verhoudingen in het naoorlogse bestedingspatroon ten opzichte van dat van de periode 1921/38, welke zijn weergegeven in tabel 2.1.2.

Opvallend hierbij is de relatieve daling van de consumptieve bestedingen van 60 procent in de periode 1921/38 naar 48 procent van het reële nationaal product tegen marktprijzen per hoofd van de bevolking na de oorlog. Tegelijkertijd blijkt dan het reële investeringsaandeel in het nationaal product per hoofd verschoven te zijn van 2 naar 10 procent.

Interessant is ook het feit dat de procentuele wijziging van de overheidsuitgaven betrekkelijk gering is, namelijk van 14 procent van het nationaal product in de periode 1921/38 naar 15 procent in de periode 1948/68. Het aandeel van de uitvoer is van 24 toegenomen tot 27 procent van het nationaal product. Vergelijkt men de percentages van de periode 1964/68 met die van voor de oorlog, dan blijken de gesignaleerde veranderingen zich nog in toenemende mate voort te zetten.

In de onderhavige studie is een poging gedaan het eerder genoemde model uitsluitend voor de naoorlogse periode toe te passen. Bij het opstellen van een nieuw model zijn

TABEL 2.1.2. Consumptieve uitgaven, overheidsbestedingen investeringen en uitvoer in procenten van het Nationaal Product tegen marktprijzen, alle in prijzen van 1938, voor verschillende vóór- en naoorlogse perioden.

	con- sump- tie	overh. beste- dingen	inves- terin- gen	uit- voer	nation. product tegen markt- prijzen
1921/25	60	11	4	25	100
1926/30	54	12	7	27	100
1931/38	63	16	- 2	23	100
1921/38	60	14	2	24	100
1948/55	53	15	9	23	100
1956/63	46	14	10	30	100
1964/68	43	15	11	31	100
1948/68	48	15	10	27	100
1921/68	53	15	6	26	100

de criteria gehanteerd, welke in hoofdstuk I zijn weergegeven. Bij de specificering van de nieuwe vergelijkingen is bij de uiteindelijke keuze voor de op te nemen variabelen er vooral op gelet of hun regressiecoëfficiënten voor de steekproefperiode statistisch significant waren. Verder is uitgegaan van bestaande economische theorieën als werkhypothesen. Deze werkwijze heeft geleid tot een herziening van enkele belangrijke vergelijkingen; een groot aantal vergelijkingen van het C.P.B.model voldoet voor de naoorlogse periode niet aan de noodzakelijke eisen.

2.2. Het resultaat van het structuuronderzoek.

In de volgende paragrafen zal een kritisch overzicht worden gegeven over de wijze waarop de onderstaande reactievergelijkingen tot stand zijn gekomen. Voor de overzichtelijkheid volgt hier een samenvatting van de verkregen resultaten.

Het model omvat 32 endogene variabelen, waarvan er 11 door een reactie- en 21 door een definitievergelijking worden bepaald. De coëfficiënten van de reactievergelijkingen werden verkregen met behulp van de methode van de kleinste kwadraten. Een simultane schatting wordt achterwege gelaten in deze publicatie, omdat:

- a) het model vrijwel geheel recursief is, zoals blijkt uit tabel 2.2.1.;
- b) deze studie er vooral op gericht is vast te stellen welke verklarende variabelen in het model kunnen worden opgenomen, zodanig dat multicollineariteit zoveel mogelijk vermeden wordt.

Een overzicht van al deze vergelijkingen volgt hierna.

Reactievergelijkingen.

$$1. \quad C = 1,05 + 0,55E_{-1}^B + 0,09Z_{-1}^B + 0,21G_{-1} + 0,32\Delta p_C$$

$$2. \quad I = -2,54 - 6,23\Delta\tilde{w} + 1,41V_{+1}^{\prime}$$

$$3. \quad N = -0,67 - 1,03\tilde{N}_{-1}/\tilde{V}_{-1} + 0,39v_{-1}^{\prime}$$

$$4. \quad b = -2,43 + 1,25b_C - 1,84(p_b - p_b') - 1,94(p_b - p_b')_{-1}$$

$$5. \quad m = 3,91 + 3,13x_{-1}^E + 1,79d_{-1}^Y$$

$$6. \quad a = 0,01 + 0,33y^{\prime} + 0,12p_{m-v}$$

14-64 jangon

$$7. \Delta \tilde{w} = 0,14 - 0,48a + 0,30 \frac{\Delta P - \Delta a_0}{P_{B-1}}$$

$$8. p_C = -0,99 + 0,67H_{-\frac{1}{3}} + 0,26p_{m-\frac{3}{4}} + 0,70(m-v)_{-\frac{2}{5}} + 0,19T'_{K-\frac{1}{3}}$$

$$9. p_i = 0,43 + 0,39H_{-\frac{1}{4}} + 0,41p_m + 0,35p_{i-1}$$

$$10. p_b = -0,70 + 1,02p'_b$$

$$11. p_x = 2,42 + 0,53p_m + 0,29p_{x-1}$$

Definitievergelijkingen.

$$12. c = C - p_C$$

$$13. X = x + p_x$$

$$14. x = 1,14c - 0,03i \neq 0,11b$$

$$15. i = I - p_i$$

$$16. B = b + p_b$$

$$17. M = m + p_m$$

$$18. v' = v' + p_{v'}$$

$$19. v = V - p_v$$

$$20. V = 0,13X + 0,09I + 0,45C + 0,27B + 0,93N + 0,05D$$

$$21. v' = 0,53c + 0,09x + 0,07i + 0,23b$$

$$22. H = 1 - (v'-a)_{-\frac{1}{2}}$$

$$23. \quad p_{v'} = 0,47p_c + 0,14p_x + 0,11p_i + 0,27p_b$$

$$24. \quad p_{m-v'} = p_m - p_{v', -\frac{1}{2}} + 0,06T_{k-\frac{1}{3}}'$$

$$25. \quad T_k = v' + T_k'$$

$$26. \quad L = a + 1$$

$$27. \quad z = 4,00v - 1,21L - 0,29T_k - 1,24M - 0,26F$$

$$28. \quad L^B = 0,87L + 0,13C_L'$$

$$29. \quad z^B = 1,49z - 0,49C_z'$$

$$30. \quad E = 37,29B - 42,28M + 5,99D$$

$$31. \quad bnp_m = 1,29v - 0,29m$$

$$32. \quad x^E = 6,19v'$$

LIJST VAN SYMBOLEN.

Symbolen met ~ : absolute cijfers

Symbolen zonder ~ : procentuele veranderingen

Hoofdletters : waardebedragen (lopende prijzen)

Kleine letters : volumina en prijzen

a werkgelegenheid bedrijven

$\frac{a}{o}$ werkgelegenheid overheid

B b uitvoer van goederen

$\frac{b}{c}$ concurrerende uitvoer

bnp_m bruto nationaal product tegen marktprijzen in
constante prijzen van 1963

C	c	consumptie van gezinshuishoudingen
D		dienstensaldo
<u>D</u>	d^y	reciproke van het prijsindexcijfer van het nationaal inkomen
E		saldo lopende rekening betalingsbalans
F		afschrijvingen van bedrijven
G		primaire liquiditeiten
H		arbeidskosten per eenheid totale productie
I	i	bruto investeringen bedrijven (excl. overheidsbedrijven en woningbouw)
	<u>l</u>	gemiddeld brutoloon
L		loonsom bedrijven
L ^B		beschikbaar looninkomen
M	m	invoer van goederen
N		voorraadvorming $(100 \cdot \frac{\Delta N}{N})$
<u>O'</u> _L		lonen overheid + inkomensoverdrachten voor loontrekkers (als % van L)
<u>O'</u> _Z		inkomensoverdrachten voor niet-loontrekkers (als % van Z)
<u>P</u> ₁₄		bevolkingsklasse 14 t/m 64 jaar
<u>P</u> _B		afhankelijke beroepsbevolking
p_b		prijs uitvoer van goederen
p'_b		prijs concurrerende uitvoer
p_c		prijs consumptie
p_i		prijs investeringen
p_m		prijs uitvoer van goederen
p_{m-v}		marge tussen p_m en de voor de invloed van de indirecte belastingen gecorrigeerde afzetprijs
p_v		prijs totale afzet minus voorraadvorming en dienstensaldo
p_x		prijs autonome bestedingen
T_K		indirecte belastingen minus prijsverlagende subsidies
\hat{T}_K		druk van indirecte belastingen minus subsidies
		$(= \frac{\hat{T}_K}{N})$

V	v	totale afzet
V'	v'	totale afzet minus voorraadvorming en dienstensaldo
	\underline{v}_a	totale afzet minus voorraadvorming en dienstensaldo (gewogen met arbeidsvraag)
	\underline{v}_m	totale afzet minus voorraadvorming en dienstensaldo (gewogen met invoerquoten)
	\tilde{w}	geregistreerde werkloosheid (als % van \tilde{P}_B)
X	x	autonome bestedingen
	x^E	index industriële productie (excl. bouwnijverheid)
Z	\underline{z}	niet-looninkomen
Z^B		beschikbaar niet-looninkomen

Een reactievergelijking van de lonen is niet in het model opgenomen. De variabelen van de specificering van het Centraal Planbureau zijn niet voldoende significant of vertonen een te grote multicollineariteit.

In het algemeen worden de lonen bepaald door onderhandelingen van machtsgroepen met schijnbaar tegengestelde belangen. Deze procedure leidt tot bedrijfstaksgewijze vastgestelde loonhoogten, die voor één of meer jaren geldig blijven.

Uitgaande van het niveau van de voorafgaande perioden komen de volgende problemen bij de bepaling van de loonhoogte ter discussie.

In de eerste plaats het verloop van de arbeidsproductiviteit, die door de onderhandelingspartners merkwaardiger wijze dusdanig verschillend wordt berekend dat afwijkingen van 2% tot 4% normaal mogen worden genoemd.

In de tweede plaats de concurrentiepositie van de bedrijven die op de buitenlandse markt afzetten. Deze concurrentiepositie is voor een kwantitatief niet vast te stellen deel afhankelijk van de ontwikkeling van het welvaartsniveau van de invoerende landen en de prijsontwikkeling bij concurrerende buitenlandse ondernemers. De vaststelling van loonsverhogingen geschiedt dus voor een niet onbelangrijk

TABEL 2.2.1. Coëfficiëntenmatrix van de endogene variabelen uit het structuurmodel.

variabele nr.		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32		
nr.	symbol	H	P _I	P _D	P _X	b	B	P _C	P _{V'}	P _{M-V'}	a	ΔW	L	L ^B	I	i	C	c	x	x	v'	x ^E	V'	m	M	N	V	v	T _k	z	z ^B	bnp _m	E		
1	H	-1																																	
2	P _I	0,39H _{-t}	-1																																
3	P _D			-1																															
4	P _X				-1																														
5	b			-1,84(P _D -P _D ⁰)	-1																														
6	B					1	-1																												
7	P _C	0,67H _{-t}						-1																											
8	P _{V'}		0,11	0,27	0,14			0,47	-1																										
9	P _{M-V'}									-1																									
10	a								0,12	-1																									
11	ΔW										-1																								
12	L											-1																							
13	L ^B												1																						
14	I													0,87	-1																				
15	i	-1														-1																			
16	C							0,328P _C									-1																		
17	c								-1									1	-1																
18	x																			-1															
19	X																				1	-1													
20	v'																																		
21	x ^E																																		
22	V'																																		
23	m																																		
24	M																																		
25	N																																		
26	V																																		
27	v																																		
28	T _k																																		
29	z																																		
30	z ^B																																		
31	bnp _m																																		
32	E																																		

N.B. De omliggende coëfficiënten hebben betrekking op vertraagde endogene variabelen

deel op basis van prognoses die men te dien aanzien heeft. In samenhang daarmee past men de lonen aan, ook in verband met een mogelijke binnenlandse bestedingsinflatie en de daarmee gepaard gaande repercussie voor de betalingsbalans. Regelmatig blijkt een onthutsend verschil van inzicht te bestaan in de relaties die tot prognose daarover leiden.

Verder is bij de vaststelling van de lonen van belang het vrij grote aantal kleinere, financieel minder sterke ondernemingen, waarvan de structuur niet meer beantwoordt aan de gewijzigde productiemogelijkheden.

Terwille van het behoud van de volledige werkgelegenheid wordt de loonhoogte ook daardoor mede bepaald.

Tenslotte kan worden genoemd de stijgende kosten van levensonderhoud, waarover bij partijen veel minder verschil van mening blijkt te bestaan.

Gesteld moet worden dat de hoogte van de lonen rechtstreeks bepaald wordt door compromissen, die voortkomen uit de verschillende interpretaties van de feitelijkheden. Daaraan kan de conclusie worden verbonden dat de lonen niet overeenkomen met het reële productiviteitsaandeel van de arbeid in de productie.

Het kan dan ook niet als zinvol worden beschouwd de lonen te bepalen middels economische grootheden zolang over de kwantificering en de onderlinge relaties geen overeenstemming bestaat bij de onderhandelende partijen.

2.3. De consumptievergelijkingen.

Deze gedragsvergelijking zal in de verschillende combinaties die door het C.P.B. zijn samengesteld worden gebruikt om de werking van de eerder genoemde toetsen uitvoerig te demonstreren. Uitgegaan wordt van twee in gebruik zijnde consumptievergelijkingen¹⁾.

1) HET CENTRAAL ECONOMISCH PLAN 1961, Den Haag; Prof. Dr. P.J. Verdoorn, The short-term model of the Central Planning Bureau and its forecasting performance (1953-1963), U.N. SALES, No. 67, II E.3.

$$C = -0,38 + 0,79L_{-\frac{1}{4}}^B + 0,06Z_{-\frac{3}{4}}^B + 0,37\Delta p_C - 0,13\Delta C_{-1} + 0,09c_{-1}^r$$

$$\bar{R} = 0,895^{2)} \quad (2.3.1.)$$

$$C = -0,042 + 0,76L_{-\frac{1}{4}}^B + 0,05Z_{-\frac{3}{4}}^B + 0,31\Delta p_C - 0,12\Delta C_{-1} + 0,02c^r$$

$$\bar{R} = 0,843 \quad (2.3.2.)$$

waarbij

C = consumptieve bestedingen van de gezinshuishoudingen;
 L^B = beschikbaar inkomen van werknemers en niet-werkenden;
 Z^B = beschikbaar overig inkomen;
 p_C = prijsindexcijfer van de consumptie;
 c^r = liquiditeiten in de vorm van deposito's.

Aansluitend op een aantal theorieën³⁾ met betrekking tot verschuivingen in de consumptie werden "liquiditeiten" als verklarende variabele in beide specificeringen opgenomen. Volgens D.B. Suits is de verhoging van het consumptie-niveau zelfs voor een 'belangrijk deel' te verklaren uit de beschikbaarheid van grotere hoeveelheden liquide middelen. Hierdoor wordt het voor de individuele consument mogelijk bij zijn bestedingen in toenemende mate te anticiperen op zijn te verwachten inkomen in de naaste toekomst. Of en in

2) $\bar{R}^2 = 1 - (1-R^2)\frac{T-1}{T-k}$ waarbij T = aantal waarnemingen
 k = aantal verklarende variabelen, incl. constante

- 3) E. Mueller and G. Katona, CONSUMER ATTITUDES AND DEMAND, 1950-145, Michigan.
 E. Mueller and G. Katona, CONSUMER EXPECTATIONS, 1953-56, Michigan 1957.
 Friedman, A THEORY OF THE CONSUMPTION FUNCTION, Princeton, 1957.
 D.B. Suits, THE DETERMINANTS OF CONSUMER EXPENDITURE, New York, 1963.

hoeverre deze stelling juist is, zal uit de berekeningen blijken.

Het verschil tussen beide vergelijkingen is, dat de liquiditeiten c_{-1}^r in (2.3.1.) de gemiddelde liquiditeit weergeeft gedurende het laatste kwartaal van het voorafgaande jaar, terwijl c^r in (2.3.2.) dit gemiddelde weergeeft over het eerste kwartaal van het lopende jaar. De invloed van deze verandering in de specificering komt reeds tot uiting in de gewijzigde coëfficiënten van de variabelen.

Tabel 2.3.3. geeft een overzicht van de resultaten die de toetsing op significantie en multicollineariteit heeft opgeleverd. Begonnen wordt met het toetsen van de regressiecoëfficiënten op significantie door middel van de t-toets. Uit regel 2 van tabel 2.3.3. blijkt dat vervanging van c_{-1}^r door c^r tot gevolg heeft dat de significantieniveaus van alle variabelen dalen. De grens waarbij een coëfficiënt statistisch significant van nul verschilt, ligt bij éénzijdige toetsing voor het 95%-fractiel van de t-verdeling met 18 waarnemingen en 6 variabelen ($_{95}t^{12}$) op 1,782. Bij deze waarde zijn de coëfficiënten van Z_{-3}^B en ΔC_{-1} in (2.3.1.) en van Z_{-4}^B , ΔC_{-1} en c^r in (2.3.2.) niet significant van nul te onderscheiden, daar deze beneden het kritische niveau 1,782 liggen. Wel significant zijn in (2.3.1.) L_{-4}^B , Δp_c en c_{-1}^r en in (2.3.2.) L_{-4}^B en Δp_c .

Uit de cijfers blijkt dat een kleine verandering in een variabele, zoals bijvoorbeeld een vertraging, onevenredig grote wijzigingen in de significanties veroorzaakt. Een dergelijk verschijnsel treedt in het algemeen op wanneer de verklarende variabelen onvoldoende onafhankelijk zijn.

Beschouwt men de determinantwaarde $|r_{ij}|$ van de correlatiematrix der verklarende variabelen, welke 0,288 voor de variabelen van vergelijking (2.3.1.) bedraagt en 0,147 voor de verklarende variabelen van (2.3.2.), dan ziet men dat deze variabelen in beide vergelijkingen voor de na-oorlogse periode multicollineair zijn. Daar $|r_{ij}|$ voor

Tabel 2.3.3A t- en F-waarden en aandelen in de verklarende varianties (e) van de variabelen, betreffende:

Vergelijking (2.3.1)

Symbolen	Constante termen	$L_{-1/4}^B$	$Z_{-3/4}^B$	ΔP_C	ΔC_{-1}	c_{-1}^r	
b	-0,38	0,79	0,06	0,36	-0,13	0,09	$\bar{R} = 0,895$
(t)	-0,21	4,61	1,16	3,30	-0,85	2,39	$\hat{d} = 1,82$
e		43,4	8,9	23,8	8,1	15,8	$\hat{\rho} = 0,153$
$R_{x_1 \hat{x}}^2$		0,73	0,54	0,44	0,74	0,21	$ r_{ij} = 0,288$
$F(R_{x_1 \hat{x}}^2)$		3,67	1,37	0,79	3,84	0,15	

Vergelijking (2.3.2)

Symbolen	Constante term	$L_{-1/4}^B$	$Z_{-3/4}^B$	ΔP_C	ΔC_{-1}	c^r	
b	0,42	0,76	0,05	0,31	-0,12	-0,02	$\bar{R} = 0,843$
(t)	0,20	3,64	0,66	1,81	-0,64	-0,31	$\hat{d} = 1,751$
e		51,9	8,7	25,7	9,4	4,3	$\hat{\rho} = 0,038$
$R_{x_1 \hat{x}}^2$		0,73	0,66	0,72	0,75	0,71	$ r_{ij} = 0,147$
$F(R_{x_1 \hat{x}}^2)$		3,60	2,53	3,55	4,19	3,39	

Tabel 2.3.3B Multicollineariteitspatroon van de verklarende variabelen, betreffende:

Vergelijking (2.3.1)

r_{ij}, \dots, n t_{ij}	$L_{-1/4}^B$	$Z_{-3/4}^B$	ΔP_C	ΔC_{-1}	c_{-1}^r
$L_{-1/4}^B$	1,00	0,13	0,29	0,54	-0,10
$Z_{-3/4}^B$	0,46	1,00	-0,06	0,36	-0,03
ΔP_C	1,09	-0,23	1,00	0,08	-0,07
ΔC_{-1}	2,32	1,38	0,29	1,00	-0,01
c_{-1}^r	-0,36	-0,12	-0,24	-0,03	1,00

Vergelijking (2.3.2)

r_{ij}, \dots, n t_{ij}	$L_{-1/4}^B$	$Z_{-3/4}^B$	ΔP_C	ΔC_{-1}	c^r
$L_{-1/4}^B$	1,00	0,13	0,25	0,52	0,03
$Z_{-3/4}^B$	0,47	1,00	-0,33	0,41	-0,45
ΔP_C	0,93	-1,26	1,00	0,20	-0,64
ΔC_{-1}	2,22	1,62	0,74	1,00	0,22
c^r	0,12	-1,81	-2,99	0,81	1,00

vergelijking (2.3.2.) aanmerkelijk lager ligt dan de voor vergelijking (2.3.1.) gevonden waarde, blijkt dat de multicollineariteit beduidend groter is.

De toeneming van multicollineariteit behoeft niet uitsluitend gezocht te worden bij de variabelen waarvan de coëfficiënten niet significant zijn.

De bij de multipele correlatiecoëfficiënt $R_{x_1\hat{x}}^2$ van de vergelijkingen (2.3.1.) en (2.3.2.) behorende kritische waarde van de ${}_{95}F_{4}^{13}(R_{x_1\hat{x}}^2)$ -toets bedraagt 3,18. Stelt men nu als nul-hypothese H_0 dat er tussen een bepaalde verklarende variabele x_1 en de overige verklarende variabelen geen statistisch significant verband bestaat, dan geldt voor $R_{x_1\hat{x}}^2$:

$$H_0 : R_{x_1\hat{x}}^2 = 0 \quad (2.3.4.)$$

$$H_1 : R_{x_1\hat{x}}^2 > 0 \quad (2.3.5.)$$

Duidt men de kans dat H_0 ten onrechte wordt verworpen aan met α en stelt men deze kans op 5%, zodat $\alpha = 0,05$, dan geldt voor de toetsingsgrootheid F :

$$P(F(R_{x_1\hat{x}}^2) = 3,18; H_0; v_1=4 \text{ en } v_2=13) = 0,95$$

Indien H_0 juist is, de vrijheidsgraden resp. 4 en 13 bedragen, dan wordt H_0 - bij een $\alpha = 0,05$ - aanvaard als de toetsingsgrootheid $F(R_{x_1\hat{x}}^2)$ beneden de kritieke waarde van 3,18 blijft. De $F(R_{x_1\hat{x}}^2)$ -waarden in tabel 2.3.3. laten zien dat in vergelijking (2.3.1.) de variabelen $L_{-\frac{1}{4}}^B$, ΔC_{-1} en in (2.3.2.) de variabelen $L_{-\frac{1}{4}}^B$, Δp_c , ΔC_{-1} en c^r een hogere waarde dan 3,18 bezitten. Op grond hiervan dient voor al deze variabelen de nulhypothese (2.3.4.) te worden verworpen, hetgeen

betekent dat elk van de genoemde variabelen in de betreffende vergelijkingen afzonderlijk als een verwekker van multicollineariteit moet worden aangemerkt. De voornaamste boosdoeners zijn de vertraagde beschikbare inkomens van het werkende en het niet-werkende deel van de bevolking en de vertraagde wijziging in het consumptieniveau. Opvallend is verder dat de vervanging van c_{-1}^r door c^r voor de naoorlogse periode ertoe heeft geleid dat

- a. de liquiditeiten zelf voortbrenger van multicollineariteit zijn geworden;
- b. Δp_c eveneens verworpen is tot veroorzaker van multicollineariteit;
- c. de multicollineariteit verwekkende omstandigheden van de overige verklarende variabelen aanzienlijk begunstigd zijn.

Om te zien in welke mate de verklarende variabelen onderling multicollineair zijn, worden van die variabelen de partiële correlatiecoëfficiënten en de daarbij behorende t_{ij} -waarden berekend.

Analoog aan de gekwadrateerde multipele correlatiecoëfficiënt $R_{x_i \hat{x}}^2$ wordt ook voor de partiële correlatiecoëfficiënt $r_{ij, \dots, n}$ van x_i en x_j uit de vergelijkingen

(2.3.1.) en (2.3.2.) als nulhypothese gesteld, dat er geen statistisch lineair verband tussen x_i en x_j ($j = 2, \dots, n$) bestaat. Houdt men rekening met het aantal vrijheidsgraden, dat in dit geval gelijk is aan 13, dan geldt voor de $r_{ij, \dots, n}$ coëfficiënten als nulhypothese:

$$H_0 : r_{ij, \dots, n} = 0 \quad (2.3.6.)$$

$$H_1 : r_{ij, \dots, n} \neq 0 \quad (2.3.7.)$$

Als we $\alpha = 0,10$ stellen, geldt

$$P(-1,771 < t_{ij} < 1,771; H_0; v = 13) = 0,90 \quad (2.3.8.)$$

Vergelijkt men de t_{ij} -waarden vermeld in tabel 2.3.3.B. met de kritieke waarden vermeld in (2.3.8.), dan blijkt, dat van de verklarende variabelen in vergelijking (2.3.1.) de partiële correlatiecoëfficiënt tussen $L_{-\frac{1}{4}}^B$ en ΔC_{-1} een hogere waarde heeft dan 1,771, namelijk 2,32.

De conclusie luidt dan ook dat voor deze beide variabelen H_0 moet worden verworpen. Voor alle overige variabelen kan H_0 gehandhaafd worden. Dit betekent, dat er in dit laatste geval weliswaar interdependentie tussen de overblijvende variabelen te constateren is, maar dat deze interdependentie voldoende beperkt is om de betreffende variabelen te handhaven. Dit geldt uiteraard niet voor $L_{-\frac{1}{4}}^B$ en ΔC_{-1} . Daar blijken de $F(R_{x_i \hat{x}}^2)$ -waarden van tabel 2.3.3.A. zowel $L_{-\frac{1}{4}}^B$ als ΔC_{-1} teveel multicollineariteit veroorzaken, zou men beide verklarende variabelen uit de consumptievergelijking moeten verwijderen. Beschouwt men de t_{ij} -waarden in tabel 2.3.3.B. nader, dan zijn de partiële correlatiecoëfficiënten van $L_{-\frac{1}{4}}^B$ met de overige verklarende variabelen, behalve ΔC_{-1} , statistisch niet significant, zodat men mag stellen dat $L_{-\frac{1}{4}}^B$ niet multicollineair is met de in de vergelijking op te nemen grootheden. Hetzelfde is het geval met ΔC_{-1} , waaruit volgt dat uitsluitend de interdependentie tussen $L_{-\frac{1}{4}}^B$ en ΔC_{-1} een dusdanige omvang heeft dat een statistisch niet meer aanvaardbare mate van multicollineariteit in de specificering aanwezig is. Uit de t_{ij} -waarden blijkt verder dat $L_{-\frac{1}{4}}^B$ een relatief hoge graad van interdependentie bezit met Δp_c en ΔC_{-1} met $Z_{-\frac{3}{4}}^B$. Beschouwt men de t_{ij} -waarden van de partiële coëfficiënten r_{ij}, \dots, n tussen de verklarende variabelen van vergelijking (2.3.2.) in het licht van de kritieke waarden van (2.3.8.), dan blijkt er het volgende interdependentiepatroon te bestaan:

- a. $L_{-\frac{1}{4}}^B$ bezit uitsluitend een significant interdependent verband met ΔC_{-1} en niet met Δp_c en c^r , ofschoon deze laatste, gelet op hun $F(R_{x_i \hat{x}}^2)$ -waarden, multicollineariteit veroorzaken. $L_{-\frac{1}{4}}^B$ is dus uitsluitend afhankelijk verbonden met ΔC_{-1} .

- b. $Z_{-\frac{3}{4}}^B$ vertoont alleen met c^r een significant verband ($t_{ij} = -1,81$). Daar de $F(R_{x_1 \hat{x}}^2)$ -waarde van $Z_{-\frac{3}{4}}^B$ zelf niet significant is en er derhalve geconcludeerd moet worden, dat $Z_{-\frac{3}{4}}^B$ zelf geen multicollineariteit verwekt, terwijl dit wel het geval is met c^r , volgt hieruit dat de oorzaak van een te hoog interdependent verband gezocht moet worden bij c^r ;
- c. Δp_c is significant interdependent gerelateerd aan c^r , terwijl de t_{ij} -waarde van de partiële correlatiecoëfficiënt met $Z_{-\frac{3}{4}}^B$ wat hoog is. De t_{ij} -waarden van de paren $(\Delta p_c, L_{-\frac{1}{4}}^B)$ en $(\Delta p_c, \Delta C_{-1})$ zijn opvallend laag. Dit betekent dat de interdependente invloed die van Δp_c uitgaat primair gericht is op c^r en in tweede instantie op $Z_{-\frac{3}{4}}^B$. In het laatste geval is deze invloed van een te geringe omvang om tot een significant verband te kunnen concluderen.
- d. ΔC_{-1} demonstreert een significant afhankelijk verband met $L_{-\frac{1}{4}}^B$ en c^r , resp. met t_{ij} -waarden van +2,22 en -2,99. Het verband met $Z_{-\frac{3}{4}}^B$ is weliswaar nog net niet significant, maar met een t_{ij} -waarde van 1,62 relatief hoog. Slechts met Δp_c onderhoudt ΔC_{-1} een aanvaardbaar laag interdependentieniveau met een t_{ij} -waarde van 0,74. Dit niveau is voldoende laag om onafhankelijkheid tussen beide variabelen te aanvaarden.
- e. c^r heeft een statistisch significant verband met de variabelen $Z_{-\frac{3}{4}}^B$ en Δp_c . De t_{ij} -waarden zijn respectievelijk -1,81 en -2,99. Met de twee overige multicollineariteit veroorzakende variabelen $L_{-\frac{1}{4}}^B$ en ΔC_{-1} bestaat er volgens de t_{ij} -waarde statistisch geen significant interdependent verband.

Samenvattend kan men concluderen, dat verklarende variabelen die multicollineariteit veroorzaken soms wel en soms niet interdependent met elkaar zijn. Vergelijking (2.3.2.) bevat een voorbeeld van het eerste geval bij het variabelenpaar $(L_{-\frac{1}{4}}^B, \Delta C_{-1})$ en van het tweede geval bij het paar $(L_{-\frac{1}{4}}^B, \Delta p_c)$.

De partiële correlatiecoëfficiënt tussen L_{-1}^B en ΔC_{-1} heeft een significante t-waarde van 2,22, terwijl die tussen L_{-1}^B en Δp_c met een waarde van 0,93 niet significant is.

Het is ook mogelijk, dat een variabele die zelf geen multicollineariteit veroorzaakt in bepaalde gevallen een te hoge interdependentie vertoont met een multicollinaire variabele, zoals bijvoorbeeld Z_{-1}^B , die wordt aangetast door c^r .

Ofschoon de determinant $|r_{ij}|$, de $F(R_{x_i x}^2)$ en de t_{ij} -waarden aangeven in welke gevallen er multicollineariteit tussen de x_i -variabelen bestaat, geven deze testen geen uitsluitel over hetgeen gedaan moet worden om de multicollineariteit op te heffen. Volledige uitschakeling van alle interdependentie tussen de variabelen is in een economisch model niet mogelijk. De economische grootheden vormen nu eenmaal elementen in een complex geheel van samenhangen waarbij onderlinge afhankelijkheid een feit is waarmee men rekening moet houden.

Wel kan deze interdependentie tot een aanvaardbaar minimum worden teruggebracht. Aansluitend bij de statistische praktijk geldt dan als norm, dat de t_{ij} -waarden van de partiële correlatiecoëfficiënten r_{ij}, \dots, r_{in} van de verklarende variabelen x_i beneden het significantieniveau van 1,771 dienen te blijven (bij $\alpha = 0,10$ en $v = 13$). In het algemeen neemt de interdependentie toe, naarmate in een structuurvergelijking meerdere verklarende variabelen zijn opgenomen die betrekking hebben op dezelfde periode. In dat geval kan men dikwijls met succes de gesignaleerde interdependentie verminderen door enkele variabelen vertraagd op te nemen.

Indien door deze werkwijze geen verbetering kan worden verkregen, moet worden beslist welke multicollinaire variabelen uit de vergelijking moeten worden verwijderd. De hoogte van de significanties van de coëfficiënten is dan bepalend voor de keuze.

Aangezien de twee besproken specificeringen van de consumptievergelijkingen (2.3.1.) en (2.3.2.), zoals is aange-

toond geen van beide voldoen aan de gestelde eisen, zal nu getracht worden een betere combinatie van verklarende variabelen te vinden. Verondersteld mag worden, dat de volgende grootheden in aanmerking kunnen komen om als verklarende variabelen in de consumptievergelijking te worden opgenomen.

- L^B = het beschikbaar looninkomen met verschillende ver-
tragingen;
 Z^B = het beschikbaar overig inkomen met verschillende ver-
tragingen;
 L_{q-1}^C = liquiditeitsquote (definitie Nederlandse Bank);
 G_{-1} = primaire liquiditeiten;
 Δp_c = niveauveranderingen van het prijspeil van de consum-
ptiegoederen.

De resultaten van een aantal specificeringen waarbij de variabelen op verschillende manieren werden vertraagd zijn in tabel 2.3.9. weergegeven. In tabel 2.3.9. zijn de beste specificeringen van de structuurvergelijkingen voor de verklaring van de consumptieve gezinsuitgaven weergegeven. Voor empirisch vastgestelde coëfficiënten vertonen de weergegeven vergelijkingen alle een hoge graad van verklaring.

De grootte van \bar{R}^2 heeft voor de vijf vermelde relaties een waarde welke ligt tussen 0,785 en 0,846. Ook zijn de variabelen, gelet op de waarden van de Durbin-Watson-toets en de correctiecoëfficiënt voor autocorrelatie, $\hat{\rho}$, niet gestoord door autocorrelaties in het waarnemingsmateriaal. De kwaliteit van het statistisch materiaal is in het algemeen zo hoog, dat autocorrelatie in de storingstermen vrijwel niet voorkomt, zodat de $\hat{\rho}$ -toets bij het uitwerken van dit model minder belangrijk is gebleken. De mate waarin een te verklaren variabele door de verklarende variabelen in totaal wordt verklaard, berekent men met behulp van de multipele correlatiecoëfficiënt \bar{R}^2 . Hiermee wordt niet aangegeven hoe groot de bijdrage van elke afzonderlijke verklarende variabele in die verklaring is. Kennis van deze

Tabel 2.3.9 Enige alternatieve consumptie-vergelijkingen

Vergelijkingen	Symbolen	Constante termen	$L_{-1/4}^B$	$L_{-1/3}^B$	$Z_{-1/2}^B$	$Z_{-4/5}^B$	G_{-1}	L_{q-1}^C	$P_{C-1/4}$	P_C	\bar{R}	\hat{a}	$\hat{\rho}$	$ r_{ij} $
I	b	1,04	0,55		0,08		0,21			0,29	0,904	1,86	-0,086	0,557
	(t)	0,81	3,90		1,49		2,52			2,78				
	e		39,3		13,5		22,3			24,9				
	$F(R_{x_1}^2)$		2,65		1,23		1,01			1,14				
II	b	2,16	0,38			0,08	0,30		0,48		0,920	1,69	0,041	0,427
	(t)	1,67	2,52			1,93	3,77		3,56					
	e		25,2			15,6	30,0		29,2					
	$F(R_{x_1}^2)$		5,34			1,87	1,67		2,05					
III	b	1,05		0,55	0,09		0,21			0,32	0,905	1,79	-0,040	0,617
	(t)	0,82		3,91	1,73		2,57			3,17				
	e			36,2	14,8		22,0			27,0				
	$F(R_{x_1}^2)$			1,94	1,01		0,97			0,91				
IV	b	2,24		0,37		0,09	0,31		0,52		0,919	1,62	0,090	0,491
	(t)	1,76		2,49		2,08	3,94		3,99					
	e			22,8		16,2	30,3		30,7					
	$F(R_{x_1}^2)$			4,03		1,61	1,43		1,44					
V	b	0,88	0,73			0,09	0,18			0,24	0,886	1,63	-0,040	0,399
	(t)	0,61	4,76			1,65	1,89			1,93				
	e		46,1			16,4	19,0			18,5				
	$F(R_{x_1}^2)$		2,56			2,84	3,10			2,34				

kwantitatieve verhoudingen draagt bij tot een beter inzicht in de te onderzoeken materie. Deze extra berekening zal dan ook voor iedere specificering worden uitgevoerd. Duidt men het procentuele aandeel van elke afzonderlijke verklarende variabele x_j in de verklaarde variantie aan met e_j , dan wordt e_j als volgt berekend:

$$e_j = \frac{|b_j| \sigma_{x_j}}{\sum_{i=2}^n |b_i| \sigma_{x_i}} \quad (j = 2, 3, \dots, n) \quad (2.3.10.)$$

Beschouwt men de specificeringen afzonderlijk, dan blijkt het beschikbare overige inkomen z^B soms net boven, soms net onder de waarde van het 95%-fractiel van de t-verdeling met 13 vrijheidsgraden,

$${}_9t^{13} = 1,771 \quad (2.3.11.)$$

te liggen. Verder is het aandeel van z^B in de verklaarde variantie in alle vergelijkingen het laagst, zodat z^B aangemerkt moet worden als een uitgesproken zwakke broeder in het geheel van verklarende variabelen. Dit is minder bevreemdend, indien men de samenstellingen van z^B onder de loep neemt. Deze variabele blijkt te bestaan uit een ongeriefelijk mengsel van niet bij elkaar passende grootheden. Het betreft inkomens van zelfstandigen, agrariërs, particuliere dienstenverleners, winst- en kapitaalinkomens van zelfstandigen en werknemers, welke geen consumptieve bestemming hebben. Nog afgezien van dit laatste, ligt het voor de hand dat het consumptieve bestedingspatroon van al deze categorieën zo sterk uiteenloopt, dat men van deze samenstelling, welke 40% van het nationaal inkomen omvat, geen geschikte verklarende variabele kan construeren.

Daar er geen statistisch materiaal voorhanden is om z^B te desaggregeren, dient men deze te handhaven teneinde

de invloed van de zelfstandigen op de consumptie niet volledig te verwaarlozen.

Het beschikbare inkomen van de loontrekkenden en het niet-werkende deel van de bevolking L^B blijkt in alle vijf vergelijkingen een statistisch significante regressiecoëfficiënt te hebben welke uiteenloopt van 0,37 tot 0,73. Het aandeel in de verklaarde variantie schommelt tussen 23 en 46 procent. De multiële correlatiecoëfficiënt van L^B met de overige verklarende variabelen blijkt bij de in (2.3.12.) vermelde kritieke waarde van de toetsingsgrootte $F(R_{x_1}^2)$:

$$_{95}F_{3}^{14}(R_{x_1}^2) = 3,34 \quad (2.3.12.)$$

in de vergelijkingen 2 en 4 van tabel 2.3.9. significant te zijn. In deze vergelijkingen veroorzaakt L^B derhalve een dusdanige multicollineariteit tussen de verklarende variabelen, dat deze twee specificeringen dienen te vervallen. In de specificeringen 1 en 5 ligt het overig inkomen beneden het significantieniveau.

Resteert dus alleen nog vergelijking 3. De verklaarde variantieaandelen van L^B en Z^B zijn hierin respectievelijk 36,2% en 14,8%. Bij ondoelmatig samengestelde variabelen kan men een dergelijk onbevredigend resultaat verwachten. Het statistisch materiaal, vermeld in het Eindrapport van de Werkgroep Werknemersaandeel, waarvan de werkzaamheden later zijn overgenomen door het Centraal Bureau van de Statistiek, blijkt eveneens ongeschikt om als verbetering van de toerekening van het beschikbare inkomen aan wat meer homogene bevolkingsgroepen te worden beschouwd. Genoemde commissie rekent de inkomens van de gezinshuishoudingen toe aan drie onderscheiden groepen, te weten:

- a. werknemers
- b. zelfstandigen
- c. niet-werkenden.

Tabel 2.3.13 Consumptievergelijkingen met definities van werkenden, zelfstandigen en niet werkenden, overeenkomstig het rapport "werknemersaandeel"

Vergelijkingen	Symbolen	Constante termen	ΔP_C	G_{-1}	$L^{B.W}$	$Z^{B.W}$	$Z_{-1/3}^{B.W}$	$Z_{-1/2}^{B.W}$	$Z_{-1}^{B.W}$	$L^{B.N.W}$	$L_{-1/4}^{B.N.W}$	$L_{-1/2}^{B.N.W}$	$L_{-1/2}^{BW+NW}$	$L_{-3/4}^{BW+NW}$	L_{-1}^{BW+NW}	\bar{R}	\hat{a}	$\hat{\rho}$	r_{ij}
1	b	2,09	0,22	0,24	0,43				0,05			0,02				0,85	2,26	-0,24	0,33
	(t)	1,13	1,43	2,35	2,45				0,68			0,23							
2	b	1,96	0,21	0,24	0,43				0,05		0,03					0,85	2,24	-0,24	0,31
	(t)	1,07	1,24	2,34	2,54				0,68		0,35								
3	b	1,94	0,18	0,22	0,47			0,02		0,02						0,84	2,42	-0,30	0,18
	(t)	1,06	1,06	2,12	2,15			0,19		0,31									
4	b	0,99	0,48	0,25		0,11							0,51			0,91	1,93	-0,06	0,88
	(t)	0,85	5,19	3,44		2,52							4,76						
5	b	1,33	0,58	0,27		0,14								0,44		0,91	1,65	0,10	0,78
	(t)	1,20	5,93	3,68		3,25								4,76					
6	b	1,42	0,49	0,27			0,12						0,45			0,90	1,76	0,02	0,84
	(t)	1,19	5,02	3,45			2,17						3,92						
7	b	1,69	0,50	0,27				0,11					0,43			0,90	1,70	0,03	0,78
	(t)	1,38	4,91	3,37				1,82					3,40						
8	b	2,27	0,57	0,29				0,14							0,34	0,89	1,50	0,15	0,77
	(t)	1,95	5,10	3,51				2,35							3,14				
9	b	0,99	0,40	0,23					0,01				0,59			0,89	2,09	-0,22	0,51
	(t)	0,67	3,80	2,71					0,16				3,43						

Inkomens uit bezit welke toevloeien aan werknemers en niet-werkenden zijn daartoe in mindering gebracht op het overig inkomen en toegerekend aan het inkomen van de desbetreffende groepen; looninkomen van zelfstandigen is op overeenkomstige wijze van het looninkomen overgebracht naar het inkomen van de zelfstandigen. Het beschikbare inkomen van deze drie groepen - achtereenvolgens gesymboliseerd door $L^{B.W}$, $Z^{B.W}$ en $L^{B.NW}$ - is gehanteerd in de specificering van de consumptievergelijking, ter vervanging van L^B en Z^B . De resultaten van een aantal specificeringen zijn weergegeven in tabel 2.3.13.

Uit de vermelde t-waarden blijkt dat het significantieniveau voor vergelijking 1,2 en 3, dat bij ${}_9t^{12} = 1,782$, door de drie inkomensvariabelen in de eerste verte zelfs niet wordt benaderd. Zodra men echter $L^{B.W}$ en $L^{B.NW}$ samenvoegt tot een nieuwe variabele $L^{B.W+NW}$, dan worden er weer nieuwe significante t-waarden verkregen (${}_9t^{13} = 1,771$ voor vergelijking 4 tot en met 9). Hier wordt duidelijk dat de door deze commissie gemaakte indeling van de gezinshuishoudingen en de door haar voorgestelde statistische definiëring van de betreffende inkomensvariabelen ongeschikt zijn om de significantieniveaus en de verklarende aandelen te verhogen.

Een beter verklarend verband kan waarschijnlijk worden verkregen door een verdeling van de inkomens naar groepen met eenzelfde bestedingspatroon. De verdeling naar loontrekkenden en zelfstandigen zou dan vervangen kunnen worden door een indeling van de inkomensstrekkers naar de hoogte van het inkomen, zoals bijvoorbeeld:

- a. < 6000 gulden
- b. 6 < 12000 gulden
- c. 12 < 40000 gulden
- d. ≥ 40000 gulden

De nivellering van de voor consumptie beschikbare inkomens door middel van progressieve belastingheffing, benevens de regelmatig reële stijging van het consumptief

vermogen van de laagste inkomensgroepen, veroorzaken veranderingen in de samenstelling en de kwantiteit van het consumptiepakket. Het lijkt bijzonder onrealistisch de verschillen in het consumptiepatroon van de onderscheiden inkomensgroepen geheel over het hoofd te zien. Omdat het overig inkomen niet nader kan worden gespecificeerd, is geen poging in het werk gesteld bovengenoemde indeling in de consumptievergelijking in te voegen.

Daar liquiditeiten in de na-oorlogse consumptietheorieën een grotere rol zijn gaan spelen, zijn twee soorten liquiditeiten, G_{-1} en L_{q-1}^C , in de berekeningen betrokken. Liquiditeiten vertegenwoordigen een aantal begrippen, die enigermate in nevelen gehuld zijn ten gevolge van het grote aantal van elkaar verschillende definiëringen die ieder voor zich zijn opgesteld met een specifiek doel. Voor een empirisch statistisch model in de macro-economie zijn deze omschrijvingen meestal of te beperkt of niet exact genoeg.

Liquiditeiten komen voor in velerlei gedaanten met van elkaar verschillende eigenschappen, hetgeen van invloed is op de voorwaarden waarop liquiditeiten in het economisch bestel kunnen functioneren en de wijze waarop zij dat in feite doen.

De verschillende soorten liquiditeiten hebben onder meer niet dezelfde omloopsnelheid, hetgeen het bijzonder moeilijk maakt de liquiditeiten in hun totaliteit onder een noemer te brengen.

Daarnaast kan niet exact worden aangegeven, van welke aard de kwantitatieve verhouding is tussen wijzigingen in het liquiditeitsniveau en het jaarlijkse inflatiepercentage.

De aard van de bronnen van waaruit mogelijke inflatoire impulsen uitgaan kunnen van invloed zijn op de kwantiteiten van bepaalde oorzakelijke verbanden.

Van de twee alternatieve liquiditeitsvariabelen

blijkt G_{-1} het best te voldoen. Variabele L_{q-1}^C heeft een lager aandeel in de verklarende variantie en een regressiecoëfficiënt, waarvan de significantie lager ligt dan bij die van G_{-1} . Let men ook nog op het hogere, weliswaar niet significante interdependentieniveau van L_{q-1}^C met de overige verklarende variabelen - tengevolge van de zeer nauwe relatie van L^B en Z^B met het nationale product - dan gaat de voorkeur uit naar variabele G_{-1} .

Het gedrag van de beide prijsvariabelen geeft weinig aanleiding tot het maken van verschil tussen Δp_C en $\Delta p_{C-\frac{1}{4}}$. Δp_C kan niet beschouwd worden als een gewone prijsvariabele uit de lopende periode, maar heeft betrekking op de mate van de verandering in het prijsniveau van de huidige periode ten opzichte van de vorige periode. Treedt er in de voorafgaande periode een relatief sterkere wijziging op in het prijspeil van de consumptie dan normaal mag worden genoemd, dan leidt dit automatisch tot een relatief geringere prijsverandering in de daarop volgende periode.

Dergelijke wijzigingen in de variabelen kan men, zoals het C.P.B. ook doet, beschouwen als de invloed van een quasi-accelerator.

Onder het acceleratieprincipe, toegepast op p_C , verstaat men dat de lopende prijzen van de consumptie afhankelijk zijn van de absolute verandering van die prijzen uit de voorafgaande periode, zodat

$$\tilde{p}_C = v (\tilde{p}_C - \tilde{p}_{C-1}) = v (\Delta \tilde{p}_C) \quad v > 0 \quad (2.3.14.)$$

waarbij v de acceleratiecoëfficiënt voorstelt.

In het geval van de quasi-accelerator is p_C gemeten in procentuele verschillen en wordt daardoor een functie van de relatieve verandering in het niveau van de consumptieprijzen uit de vorige periode.

Men krijgt dan de vergelijking

$$p_c = b \left\{ \frac{\tilde{p}_c - \tilde{p}_{c-1}}{\tilde{p}_{c-1}} - \left(\frac{\tilde{p}_c - \tilde{p}_{c-1}}{\tilde{p}_{c-1}} \right)_{-1} \right\} 100 \quad (2.3.15.)$$

waarbij b de quasi-acceleratiecoëfficiënt aanduidt. Daar

$$p_c = \frac{\tilde{p}_c - \tilde{p}_{c-1}}{\tilde{p}_{c-1}} \quad (2.3.16.)$$

geldt voor (2.3.15.):

$$\Delta p_c = b \Delta p_c \quad (2.3.17.)$$

Dat deze Δp_c in de consumptievergelijking niet gemist kan worden blijkt uit het relatief grote variantieaandeel van Δp_c in de verklaring, namelijk 25% tot 30% in de verschillende specificeringen van tabel 2.3.9.

Als definitieve consumptievergelijking is gekozen voor specificering 3 in tabel 2.3.9., te weten:

$$C = 1,05 + 0,55L_{-\frac{1}{3}}^B + 0,09Z_{-\frac{1}{2}}^B + 0,21G_{-1} + 0,32\Delta p_c \quad (2.3.18.)$$

Blijkens de F-waarden van de gekwadrateerde multipele correlatiecoëfficiënten $R_{x_1 \hat{x}}^2$ van de verschillende verklarende variabelen met de overige is er geen sprake van storende multicollineariteit. Dit blijkt ook uit de correlatiematrix $|r_{ij}|$ welke een determinant heeft van 0,617. Teneinde na te gaan in welke mate er interdependentie tussen de verklarende

variabelen aanwezig is zijn in de navolgende tabel 2.3.19. de partiële correlatiecoëfficiënten r_{ij}, \dots, n en de daarbij behorende t_{ij} -waarden van de desbetreffende grootheden weergegeven.

TABEL 2.3.19 Partiële correlatiecoëfficiënten (bovendriehoek) en t_{ij} -waarden (onderdriehoek).

t_{ij} \ r_{ij}, \dots, n	$L_{-\frac{1}{3}}^B$	$Z_{-\frac{1}{2}}^B$	G_{-1}	Δp_C
$L_{-\frac{1}{3}}^B$	1,000	0,332	0,346	0,206
$Z_{-\frac{1}{2}}^B$	1,319	1,000	- 0,168	0,184
G_{-1}	1,380	- 0,638	1,000	0,151
Δp_C	0,786	0,701	0,572	1,000

In tabel 2.3.19. zijn de partiële correlatiecoëfficiënten in de bovendriehoek en de daarmee corresponderende t_{ij} -waarden in de benedendriehoek vermeld. Overziet men de verschillende subgroepen der x_i variabelen dan blijkt de subset, waarin $L_{-\frac{1}{3}}^B$ successievelijk gecorreleerd wordt met de overige x_i variabelen de hoogste graad van interdependentie te vertonen. Voert men voor L^B andere dan $t_{-\frac{1}{3}}$ vertragingen in, dan wordt daarmee meestal de mate van interdependentie verhoogd, zodat $L_{-\frac{1}{3}}^B$ het meest acceptabel is, hoewel de interdependentie van $L_{-\frac{1}{3}}^B$ met $Z_{-\frac{1}{2}}^B$ en G_{-1} wat aan de hoge kant is uitgevallen, gelet op het feit dat de bijbehorende kritieke waarden bij een onbetrouwbaarheid van $\alpha = 0,10$ en $v = 14$ respectievelijk -1,761 en 1,761 zijn.

Inzicht in de mate, waarin de betreffende regressiecoëfficiënten voor de steekproefperiode stabiel zijn, verkrijgt men o.a. door achtereenvolgens één waarneming t_i ($i = 1, 2, \dots, T$) uit de tijdreeksen te elimineren en met behulp van de overgebleven waarnemingen nieuwe regressievergelijkingen te berekenen. Op deze manier ontstaan $T-1$

vergelijkingen, waarvan men de coëfficiënten kan middelen. Deze gemiddelden moeten uiteraard praktisch gelijk zijn aan de regressiecoëfficiënten van de oorspronkelijke vergelijking. Van deze gemiddelden kan men de standaardafwijkingen berekenen, zodat men kan nagaan welke coëfficiënten minder of sterker in de steekproefperiode fluctueren. Voor de coëfficiënten van vergelijking (2.3.18) zijn deze gegevens, alsmede de daarbij behorende t-waarden, weergegeven in tabel 2.3.20.

TABEL 2.3.20. Gemiddelden van de regressiecoëfficiënten en bijbehorende t-waarden verkregen uit vergelijkingen door telkens één van de achtereenvolgende waarnemingen weg te laten.

	gemiddelde regressiecoëfficiënten			gemiddelde t-waarden		
	coëff.	σ abs.	σ in %	waarden	σ abs.	σ in %
constante	1,042	0,442	42,42	0,782	0,329	42,07
$L_{-\frac{1}{3}}^B$	0,546	0,043	7,88	3,809	0,465	12,21
$Z_{-\frac{1}{2}}^B$	0,086	0,020	23,26	1,659	0,386	23,27
G_{-1}	0,208	0,023	11,06	2,496	0,392	15,71
Δp_C	0,318	0,032	10,06	3,043	0,362	11,90

Hieruit blijkt, dat afgezien van de constante welke niet relevant is de procentuele afwijkingen van $L_{-\frac{1}{3}}^B$, G_{-1} en Δp_C relatief gering zijn. Dit geldt zowel voor de regressiecoëfficiënten als voor de daarmee corresponderende t-waarden. De procentuele standaardafwijkingen van $Z_{-\frac{1}{2}}^B$, voor beide waarden respectievelijk 23%, vallen daarbij aanzienlijk uit de toon, hetgeen kan worden toegeschreven aan de niet te vermijden aggregatie van deze variabele.

Over het geheel genomen zijn de gevonden coëfficiënten vanuit statistisch standpunt bekeken derhalve redelijk bevredigend. Beschouwt men daarentegen de marginale consump-

tiequoten van L_{-1}^B en Z_{-1}^B , dan blijken deze, uitgaande van de vigerende regressie-(elasticiteits)coëfficiënten aan de lage kant. Daar de variabelen zijn uitgedrukt in procentuele verschillen, kan de regressiecoëfficiënt b van L^B op C worden weergegeven als

$$b = \frac{\Delta C_t}{C_{t-1}} \cdot \frac{L_{t-1}^B}{\Delta L_t^B} \quad (2.3.21.)$$

waaruit volgt, dat de marginale consumptiequote van L_t^B gelijk is aan

$$\frac{\Delta C_t}{\Delta L_t^B} = b \frac{C_{t-1}}{L_{t-1}^B} \quad (2.3.22.)$$

Analoog hieraan is de marginale consumptiequote van Z_t^B

$$\frac{\Delta C_t}{\Delta Z_t^B} = b \frac{C_{t-1}}{Z_{t-1}^B} \quad (2.3.23.)$$

Berekent men deze marginale quotes per jaar, dan is het gemiddelde voor de naoorlogse periode voor $\Delta C_t / \Delta L_t^B$ en $\Delta C_t / \Delta Z_t^B$ respectievelijk 0,766 en 0,233, hetgeen vooral voor de marginale quote van het beschikbaar inkomen relatief laag is. Waarschijnlijk zijn hiervoor twee redenen aan te voeren, namelijk:

- a. bij deze benadering van de marginale consumptiequote wordt onvoldoende rekening gehouden met de invloed van de liquide middelen op de consumptieve bestedingen; de beschikbaarheid van liquide middelen maakt het mogelijk te anticiperen op toekomstige inkomens;

- b. het onvoldoende tot uiting komen van de invloed van een adequate inkomensverdeling op de consumptie in de vigerende inkomensvariabelen.

2.4. De investeringsvergelijking.

De investeringsvergelijking in het model van het Centraal Planbureau is grotendeels onjuist. Aangetoond kan worden, dat de beschikbaarheid van financieringsmiddelen niet tot investeren leidt. Eerst worden twee vergelijkingen met variabelen, die door het Centraal Planbureau worden gebruikt, geanalyseerd:

(2.4.1.)

$$I = 10,56 + 0,32(Z_{-1} - T_Z'') - 0,10c_{-1}^r - 0,59p_i - 12,90\Delta\tilde{w}_1 \quad \bar{R} = 0,716$$

(t)	2,48	1,15	-0,30	-0,83	- 3,13	$\hat{d} = 1,230$
e	17,50		7,00	17,40	58,10	$\hat{\rho} = 0,238$
$F(R_{x_i}^2 \hat{x})$	0,60		7,97	5,27	3,22	$ r_{ij} = 0,272$

(2.4.2.)

$$I = 14,21 + 0,09(Z_{-1} - T_Z'') - 0,43c_{-1}^r - 0,72p_i - 10,35\Delta\tilde{w}_1 \quad \bar{R} = 0,789$$

(t)	3,95	0,33	-1,97	-1,40	- 3,07	$\hat{d} = 1,080$
e	4,70		29,70	20,40	45,10	$\hat{\rho} = 0,358$
$F(R_{x_i}^2 \hat{x})$	1,80		2,43	1,93	2,08	$ r_{ij} = 0,484$

I = investeringen van bedrijven (exclusief overheids-bedrijven)

$(Z_{-1} - T_Z'')$ = vertraagd overig inkomen minus belastingen

c_{-1}^r = deposito's in handen van particulieren, gemiddelde, laatste kwartaal van het voorgaande jaar

c^r = deposito's in handen van particulieren, gemid-

delde, eerste kwartaal van het lopende jaar
 P_i = prijsindexcijfer van de investeringen
 $\Delta \tilde{w}_1$ = kromlijnige functie van de veranderingen in het
 niveau van de werkloosheid.

De resultaten van beide specificeringen zijn bepaald onvol-
 doende te noemen. In vergelijking (2.4.1.) bedraagt \bar{R}^2 voor
 de investeringen slechts 0,513 , waarbij alleen de constante
 term en $\Delta \tilde{w}_1$ het significantieniveau

$${}_{95}t^{13} = 1,771 \quad (2.4.3.)$$

overschrijden.

Evenals in de consumptiefunctie is in een latere
 versie ook in de investeringsvergelijking c_{-1}^r vervangen
 door c^r . De schatting van deze vergelijking is weergegeven
 in (2.4.2.). De waarde van \bar{R}^2 is hierbij gestegen tot 0,62.
 De regressiecoëfficiënt van c^r is nu significant, terwijl
 de multicollineariteit welke er bestond tussen c_{-1}^r en de
 andere variabelen niet meer aanwezig is. De F-waarde van de
 multipele correlatiecoëfficiënt van c^r met de overige ver-
 klarende variabelen bedraagt nu 2,43 en blijft daarmee onder
 het significantieniveau van

$${}_{95}F_{31}^{14}(R_{x_1 \hat{x}}^2) = 3,34 \quad (2.4.4.)$$

De mate van autocorrelatie in de waarnemingen is gezien de
 waarden van de Durbin-Watson test en van de correctiefactor
 $\hat{\rho}$, aan de hoge kant.

In de mate, waarin de onderscheiden variabelen de
 variantie van de investeringen verklaren, is tengevolge van
 de wijziging in de specificering enige verandering opgetre-

den. Het verklarende aandeel van de variabele c^r is toegenomen van 7,0 tot 29,7%. Het overig inkomen daarentegen laat een daling zien van 17,5 naar 4,7%. De prijzen van de investeringsgoederen nemen voor respectievelijk 17,4% en 20,4% in de verklaring deel. In beide vergelijkingen zijn echter deze laatste twee variabelen niet significant en komen dus niet voor opnemings in deze investeringsvergelijking in aanmerking.

Getracht is vervolgens een oorzakelijk verband te vinden tussen de investeringen enerzijds en een aantal financieringsvariabelen anderzijds. Vertragingen met perioden van $\frac{1}{4}$ tot 1 jaar werden in een 500-tal vergelijkingen toegepast op de volgende grootheden: liquiditeitsquoten LQ , reële rente i , ingehouden winsten S^B , afschrijvingen F en het beschikbaar overig inkomen Z^B , waarin een groot deel van de uitgekeerde winsten voorkomen. De meest relevant lijkende combinaties zijn weergegeven in tabel 2.4.5. Geen enkele combinatie leverde ook maar één variabele op met voldoende significantie.

Geconcludeerd moet daarom worden dat financieringsmiddelen geen oorzakelijk verband hebben met de investeringen. Dat de beschikbaarheid van financieringsmiddelen een noodzakelijke voorwaarde vormt kan niet worden betwijfeld. Voorwaardelijke verbanden horen evenwel per definitie niet thuis in het onderhavige regressiemodel.

Benadert men het verloop echter van de afzetkant, dan wordt een duidelijke relatie met de investeringen zichtbaar. De gekozen specificering ziet er als volgt uit.

$$\begin{aligned}
 I &= -2,54 - 6,23\Delta\tilde{w} + 1,41V'_{+\frac{1}{4}} & \bar{R} &= 0,842 & (2.4.6.) \\
 (t) & -0,70 - 3,78 & 3,88 & & \hat{d} = 2,090 \\
 e & 49,30 & 50,70 & & \hat{\rho} = -0,070 \\
 F(R^2_{x_1\hat{x}}) & 1,89 & 1,89 & & |r_{ij}| = 0,894
 \end{aligned}$$

ingehouden worden

Tabel 2.4.5 Investeringsvergelijkingen met alternatieve financierings- en liquiditeiten variabelen

Vergelijkingen	Symbolen	Constante termen	i	$\Delta \bar{w}$	$\Delta \bar{w}_{-1/4}$	P_i	$S_{-1/4}^B$	$S_{-3/4}^B$	S_{-1}^B	$FS_{-1/4}^B$	$FS_{-3/4}^B$	FS_{-1}^B	$B_{+1/2}$	$C_{+1/2}^D$	$V_{+3/4}^1$	\bar{R}
1	b	-4,26	0,20	-6,95		1,16	0,13						0,13	0,94		0,815
	(t)	-0,84	1,09	-2,95		2,01	0,99						0,37	2,74		
2	b	-1,61	0,23	-7,53		0,87		0,15					0,06	0,76		0,836
	(t)	-0,32	1,36	-3,29		1,54		1,55					0,19	1,98		
3	b	-2,31	0,23	-7,78		0,91			0,08				0,13	0,80		0,824
	(t)	-0,44	1,23	3,27		1,54			1,25				0,42	2,05		
4	b	-5,59	0,18	-7,09		1,06				0,30			0,18	0,93		0,811
	(t)	-1,09	0,99	-2,85		1,82				0,89			0,53	2,42		
5	b	-4,80	0,24	-8,10		0,80					0,48		0,12	0,80		0,830
	(t)	-0,99	1,37	-3,43		1,34					1,42		0,37	2,08		
6	b	-4,58	0,24	-8,09		0,92						0,22	0,21	0,86		0,815
	(t)	-0,91	1,29	-3,25		1,50						0,99	0,69	2,18		
<div> $Z_{-1/4}^B$ $Z_{-1/2}^B$ Z_{-1}^B $LQ_{-2/5}$ $LQ_{-1/2}$ $LQ_{-3/4}$ </div>																
7	b	1,81		-10,88		-0,48			-0,07			-1,20			1,00	0,852
	(t)	0,36		-4,66		-0,78			-0,33			-1,47			2,20	
8	b	0,52			-13,02	-0,26			-0,11			-0,75			1,18	0,843
	(t)	0,10			-4,42	-0,39			-0,47			-0,91			2,39	
9	b	9,27			-9,67	-0,73	0,40				-0,74					0,857
	(t)	2,81			-3,25	-1,01	1,47				-0,85					
10	b	10,24			-8,84	-0,93	0,32			-1,07						0,865
	(t)	3,14			-2,94	-1,53	1,16			-1,25						
11	b	9,39			-9,80	-0,72	0,37				-0,82					0,858
	(t)	2,30			-3,32	-1,01	1,52				-0,99					

De investeringen worden voor ongeveer 71% verklaard. Het relatieve aandeel in de verklaarde variantie der investeringen van $\Delta\tilde{w}$ en $V'_{+\frac{1}{4}}$ bedraagt respectievelijk 49% en 51%. De vergelijking is vrij van multicollineariteit, hetgeen behalve uit de lage $F(R_{x_1\tilde{x}}^2)$ -waarden ook blijkt uit de determinant van de correlatiematrix der verklarende variabelen en de t-waarde van de partiële correlatiecoëfficiënt. Deze zijn respectievelijk 0,894 en 1,37.

De regressiecoëfficiënten zijn in hoge mate significant. Ook is er geen autocorrelatie in de waarnemingen, gezien de correctiecoëfficiënt $\hat{\rho}$ voor autocorrelatie, welke gelijk is aan -0,07, en de waarde van de Durbin-Watson-test \hat{d} , welke belangrijk boven het significantieniveau ligt. In het algemeen zijn het dus de afzet- en vooral de winstverwachtingen van de ondernemer die investeringen veroorzaken.

Het opnemen van slechts 2 variabelen geeft wel een summier relatiepatroon. Dat niettemin hiermee werd volstaan moet worden geweten aan de omstandigheid, dat statistisch nergens een indeling in bedrijfstakken die eenzelfde investeringsgedrag vertonen kon worden geraadpleegd. Men kan evenwel niet negeren, dat er in dit opzicht duidelijke verschillen zijn tussen enerzijds groot- en middelgroot bedrijf en anderzijds middelklein en kleinbedrijf.

Het grootbedrijf beschikt door zijn andere structuur over de middelen om de geëigende afzetprognoses te maken waarop het investeringsbeleid wordt afgestemd. Het middelklein en kleinbedrijf daarentegen zal eerst tot grotere investeringen overgaan, zodra er op de afzetmarkten een grotere vraag is geconstateerd.

De afzet, met $\frac{1}{4}$ jaar vooruitgeschoven, is voor een groot deel uitgeschakeld als oorspronkelijke verklaring voor investeringen in grootbedrijven. Deze ondernemingen investeren gewoonlijk met het oog gericht op een veel verdere toekomst.

Een tweede onderscheid valt te maken tussen kapitaalintensieve en arbeidsintensieve bedrijven. Bij een dalende

of onvoldoende stijgende arbeidsproductiviteit zal het arbeidsintensieve bedrijf een sterkere neiging tot investeren vertonen dan het reeds kapitaalintensieve bedrijf. Ook bij de op dit criterium gebaseerde indeling speelt de grootte van het bedrijf een doorslaggevende rol. Hierbij moet echter wel een restrictie worden gemaakt. Bovengenoemde substitutie zal alleen plaatsvinden, indien de aard van de betreffende bedrijfstak zulks niet onmogelijk maakt.

Nagegaan werd of deze substitutie in ruime mate plaats vind in de chemische en metaal-sector.

$$I^{CM} = 10,94 - 11,86\Delta w_{-\frac{3}{5}} - 2,07q_{-1} - 0,44b_{+\frac{1}{4}}^{CM} + 0,95C_{+\frac{1}{4}}^{CM}$$

$$(t) \quad 1,86 \quad -2,17 \quad 2,31 \quad -1,93 \quad 1,93$$

waarbij

I^{CM} = investeringen van de chemische en metaalnijverheid

$\Delta \tilde{w}$ = werkloosheid in % van de afhankelijke beroepsbevolking

b^{CM} = uitvoer van de chemische en metaalnijverheid

C^{CM} = duurzame consumptiegoederen van de chemische en metaalnijverheid

$$q = \frac{L/a}{x^E/a} - \frac{L}{x^E} \approx L - x^E = \text{loon} - \text{resp. arbeidskosten per eenheid product.}$$

In deze vergelijking blijkt dat vooral q zeer sterk significant is. In een later stadium zal waarschijnlijk een deel van de bouwnijverheid en de landbouw hieraan kunnen worden toegevoegd. Voor het geheel van de investeringen legt deze verhouding toch te weinig gewicht in de schaal om als variabele te worden opgenomen in een alles omvattende investeringsvergelijking. Een groot deel van de verklaring valt namelijk toe aan de beschikbare arbeidscapaciteit $\Delta w_{-\frac{3}{5}}$, namelijk 49%. Dit zou kunnen leiden tot de veronderstelling dat de arbeid een onverbreekelijke eenheid vormt met de in-

vesteringen en dat deze productiefactor dan ook niet kan worden teruggevoerd op voorwaardelijke relaties in de kosten sfeer. Of de bestaande binding van beide componenten van zuiver technische, dan wel van algemeen-economische aard is, kon niet worden bepaald. Het lijkt gerechtvaardigd aan de eerste mogelijkheid het meeste gewicht toe te kennen en de arbeid te definiëren als zelfstandige productiefactor, die evenmin als de kapitaalfactor kan worden herleid tot abstracte productiviteitseenheden die zonder meer onderling vervangbaar zijn.

Door het gehele bedrijfsleven in een investeringsvergelijking samen te voegen komen dus mogelijk belangrijke, voor bepaalde bedrijfstakken specifieke oorzaken te vervallen. Het is niet ondenkbaar dat bijvoorbeeld de reële rente (op staatsleningen) optreedt als concurrent bij het rentabiliteitsstreven van de investeerder. Dit negatieve verband zal zeker een significante waarde aannemen bij investeringen in bedrijven die gezien het afzetverloop een minder zekere toekomst tegemoet gaan. Deze variabele is echter niet significant in het totaal der investeringen.

Getracht is tenslotte nog de uitvoer uit het totaal van de afzet uit te splitsen en als afzonderlijke variabele in de investeringsvergelijking op te nemen, hetgeen niet tot resultaten heeft geleid. Bij de op exportorders werkende bedrijven zal het verschil in investeringsgedrag tussen groot- en kleinbedrijf nog sterker doorwerken. Moeilijk meetbare factoren, zoals een zich wijzigend consumptiepatroon in onze buitenlandse afzetgebieden, alsmede het ontoereikend inzicht van de kleinere ondernemer in zijn concurrentiepositie op de buitenlandse markt geven deze investeringen een (statistisch) te onregelmatig verloop. Op grond hiervan moet worden aangenomen dat geen aantoonbaar verband aanwezig is tussen investeringen en uitvoer.

2.5. De voorraadvergelijking.

In het algemeen zullen er bij de voorraadvorming een drietal factoren in het geding zijn. Een van die factoren kan men vinden in de verwachtingen omtrent de afzet. Gunstige verwachtingen over het toekomstig verloop van de afzet zal de productie op voorraad positief stimuleren. In deze verwachtingen kan ook een speculatieelement zitten, maar dat doet niets af aan het positieve verband tussen de lopende voorraden en de afzet uit de daaraan voorafgaande periode.

Een tweede verklarende factor voor de voorraadvorming ligt besloten in de voorraden zelf en wel in het niveau daarvan. Bij een relatief hoog voorraadniveau in een bepaalde periode zal er een neiging ontstaan de voorraden in de daaropvolgende periode te verminderen. Is het niveau daarentegen laag, dan zal men dit in de volgende periode trachten te verhogen om het gewenste niveau weer te bereiken.

Een derde oorzaak kan men vinden in speculatieve aankopen van grondstoffen en andere in te voeren producten. Dit zou tot uiting kunnen worden gebracht met behulp van de prijsvariabele voor de import van goederen.

Daar de voorraden een sterk fluctuerend karakter hebben is het zinvol de voorraadvorming te relateren aan de afzet. De variabele van de voorraadvorming (N) heeft derhalve de volgende vorm:

$$N = \frac{\tilde{N}_t - \tilde{N}_{t-1}}{\tilde{V}'_{-1}} 100 \quad (2.5.1.)$$

waarbij

V' = de afzet minus de voorraden en het dienstensaldo.

De twee weer te geven vergelijkingen van de voorraadvorming zien er nu als volgt uit:

(2.5.2.)

$$N = 1,08 + 0,24p_m - 1,31\tilde{N}_{-1}/\tilde{V}'_{-1} + 0,16v' \quad \bar{R} = 0,874$$

(t)	1,06	4,96	-4,76	1,54	$\hat{d} = 1,943$
e		40,00	47,70	12,30	$\hat{\rho} = -0,038$
$F(R^2_{x_1\tilde{x}})$	5,82	12,98		5,57	$ r_{ij} = 0,347$

(2.5.3.)

$$N = 0,87 + 0,19p_m - 1,49\tilde{N}_{-1}/\tilde{V}'_{-1} + 0,24v'_{-1} \quad \bar{R} = 0,922$$

(t)	1,49	4,40	-8,67	3,43	$\hat{d} = 1,674$
e		29,80	51,60	18,60	$\hat{\rho} = 0,026$
$F(R^2_{x_1\tilde{x}})$	8,81	5,15		2,92	$ r_{ij} = 0,435$

waarbij

N = mutaties in de voorraadvorming in procenten van de afzet \tilde{V}_{-1}

p_m = prijs van de invoer

v' = volume van de afzet exclusief voorraden en diensten-saldo

Beide vergelijkingen geven met respectievelijk $\bar{R}^2 = 0,76$ en $0,85$ een goede mate van verklaring voor de voorraadvorming. In (2.5.2.) is de coëfficiënt van v' niet significant; die van v'_{-1} in (2.5.3.) daarentegen zeer sterk. Hieruit blijkt dat de productie van goederen op voorraad sterker is gebaseerd op de gerealiseerde afzet van het voorgaande jaar dan op afzetverwachtingen in de lopende periode.

De beide andere variabelen zijn in alle twee vergelijkingen zeer sterk multicollineair. Daar vergelijking (2.5.2.) minder geschikt is voor de verklaring van N wegens het niet significant zijn van v' , dient men zich voor de uitschakeling van multicollineariteit te richten naar de $F(R^2_{x_1\tilde{x}})$ -waarden van (2.5.3.). In deze vergelijking blijkt

vooral p_m - met een $F(R_{x_i \bar{x}}^2)$ -waarde van 8,81 - de meeste multicollineariteit te veroorzaken. Bovendien is het verklaarend aandeel in de variantie van deze variabele kleiner dan van $\tilde{N}_{-1}/\tilde{V}_{-1}'$.

Het bleek niet mogelijk voor de speculatieve goedereenaankopen in het buitenland een andere variabele te construeren welke significant was en niet multicollineair. Om die reden werd de volgende vergelijking voor de voorraad-vorming gekozen:

$$N = -0,67 - 1,03\tilde{N}_{-1}/\tilde{V}_{-1}' + 0,39v' \quad \bar{R} = 0,817 \quad (2.5.4.)$$

(t)	-0,96	-5,07	4,30	$\hat{d} = 1,189$
e		54,00	46,00	$\hat{\rho} = 0,272$
$F(R_{x_i \bar{x}}^2)$		0,90	0,90	$ r_{ij} = 0,946$

De mate van verklaring ($R^2 = 0,67$) van de voorraad-vorming met behulp van deze twee variabelen is bevredigend. Ook statistisch voldoet de vergelijking zeer goed, aangezien de regressiecoëfficiënten zeer significant en vrij van multicollineariteit zijn. De beide $F(R_{x_i \bar{x}}^2)$ -waarden blijven met 0,90 ver beneden het daarbij behorende significantieniveau van $_{,5}F_{11}^1 = 4,49$. De onafhankelijkheid van de beide verkla-rende variabelen blijkt ook uit de determinantwaarde van de correlatiematrix $|r_{ij}| = 0,946$ en de t-waarde van de correlatiecoëfficiënt, welke gelijk is aan 0,95.

2.6. De uitvoervergelijking.

Voor de uitvoer werd door het Centraal Planbureau een vergelijking opgesteld die zeer goede resultaten oplevert met betrekking tot de kwantificering van de buitenlandse invloeden op de nederlandse export. Deze uitvoervergelijking heeft de twee volgende specificeringen:

(2.6.1.)

$$b = 2,26 + 0,78b_c - 1,46(p_b - p'_b) - 1,15(p_b - p'_b)_{-1} + 1,05\Delta\tilde{w}_1 - 0,25\Delta p'_v$$

(t)	0,85	2,27	-2,09	-2,88	0,53	-0,56
-----	------	------	-------	-------	------	-------

$$\bar{R} = 0,842$$

(2.6.2.)

$$b = 2,19 + 0,81b_c - 1,45(p_b - p'_b) - 1,07(p_b - p'_b)_{-1} + 2,54\Delta\tilde{w}_1 - 0,20\Delta p'_v$$

(t)	0,85	2,45	-2,14	-2,72	1,00	-0,40
-----	------	------	-------	-------	------	-------

$$\bar{R} = 0,852$$

waarbij

b = de uitvoer in constante prijzen

b_c = concurrerende uitvoer

p_b = het prijspeil van de nederlandse uitvoer

p'_b = het prijspeil van de concurrerende uitvoer

w_1 = kromlijnige indicator voor de beschikbare arbeidscapaciteit

p'_v = prijs van de totale afzet minus voorraadvorming en dienstensaldo.

Beschouwt men de significantie van de regressiecoëfficiënten, dan blijken in beide vergelijkingen $\Delta\tilde{w}_1$ en $\Delta\tilde{w}_{1-\frac{2}{3}}$ voor het 95%-fractiel $_{95}t^{13} = 1,771$ in de naoorlogse periode niet significant. Bovendien bestaat er een te grote multicollineariteit tussen de twee variabelen b_c en $\Delta p'_v$, hetgeen blijkt uit de hoge t-waarde van de partiële correlatiecoëfficiënt tussen beide variabelen, waarbij de overige verklarende variabelen constant blijven. De betreffende $_{95}t^{13}$ -waarde bedraagt 4,04, terwijl de significantiegrens ligt bij 1,771.

Het lijkt niet logisch dat het prijspeil als zodanig, dus los gezien van de prijstoenname van de concurrerende en/of importerende landen, bepalend zou kunnen zijn voor de uitvoer.

De statistische bewerking van het materiaal, dat geresulteerd heeft in de variabelen b_c en p_b , te weten de concurrerende uitvoer en het prijspeil van de concurrerende uitvoer, behoeft enige nadere verduidelijking. b_c is het concurrerende aanbod van andere exporterende landen op de belangrijkste nederlandse exportmarkten. Deze grootheid is berekend door eerst het gewogen gemiddelde van het concurrerend goederenaanbod in hoeveelheden van de andere exporterende landen op de nederlandse exportmarkten te berekenen. Vervolgens zijn deze gemiddelden per exportmarkt weer gemiddeld met behulp van de relatieve aandelen van deze exportmarkten in de nederlandse uitvoer.

p_b is het prijspeil van de concurrerende uitvoer op de belangrijkste nederlandse exportmarkten. Dit prijspeil wordt berekend door eerst voor elke belangrijke goederengroep per invoerland de (gewogen) gemiddelde prijs van het concurrerend aanbod van die goederengroep uit de exporterende landen te berekenen. De gewichten van deze weging worden gevormd door de exportwaarden van de goederengroep van de concurrerende landen op de markt van een bepaald invoerland. Vervolgens worden de aldus per goederengroep per invoerland berekende gemiddelde prijzen opnieuw gemiddeld en gewogen met behulp van de nederlandse uitvoerwaarden van de betreffende goederengroepen naar de belangrijkste exportmarkten.

In de nieuw gekozen specificering is $\Delta p'_v$ weggelaten en $\Delta \tilde{w}_1$ vervangen door $\Delta \tilde{w}$, het procentuele aandeel van de werklozen in de afhankelijke beroepsbevolking. De reden om Δw_{-1} in de exportvergelijking op te nemen is, dat bij toenemende werkloosheid er in het aanbod van goederen en diensten een verschuiving van de binnenlandse naar de buitenlandse markt kan optreden. Omgekeerd moet het niet uitgesloten worden geacht, dat een afneming van de werkloosheid gepaard met een koopkrachtiger binnenlandse markt de prikkel tot exporteren ietwat doet verflauwen. De coëfficiënten b , de verklaarde variantieaandelen e , de multipele correlatiecoëfficiënten $R^2_{x_1 \tilde{x}}$ en de berekende t - en F -waarden voor toetsing

op significantie en multicollineariteit van de nieuw te gebruiken variabelen zijn weergegeven in tabelvorm, zodat een grotere overzichtelijkheid wordt verkregen.

TABEL 2.6.3.A. Schattingsresultaten van de gewijzigde uitvoervergelijking.

	con- stante	b_c	$p_b - p'_b$	$(p_b - p'_b)_{-1}$	$\Delta \tilde{w}_{-\frac{1}{4}}$	
b	-4,84	1,58	-1,64	-2,00	3,80	$\bar{R} = 0,842$
(t)	-1,60	4,62	-2,85	-4,72	2,12	$\hat{d} = 1,279$
e		34,50	19,30	30,40	15,80	$\hat{\rho} = 0,187$
$R^2_{x_i \hat{x}}$		0,51	0,33	0,09	0,52	$ r_{ij} = 0,675$
$F(R^2_{x_i \hat{x}})$		1,67	0,57	0,04	1,67	

TABEL 2.6.3.B. Multicollineariteitspatroon.

$t_{ij} \backslash r_{ij}, \dots, n$	b_c	$p_b - p'_b$	$(p_b - p'_b)_{-1}$	$\Delta \tilde{w}_{-\frac{1}{4}}$
b_c	1,00	0,17	0,03	-0,45
$p_b - p'_b$	0,63	1,00	-0,08	-0,17
$(p_b - p'_b)_{-1}$	0,13	-0,31	1,00	0,03
$\Delta \tilde{w}_{-\frac{1}{4}}$	-1,88	-0,64	0,10	1,00

Uit de gegevens van tabel 2.6.3.A. blijkt, dat de gekozen specificering een gecorrigeerde correlatiecoëfficiënt van 0,842 oplevert, zodat er geen teruggang in de mate van verklaring ten opzichte van (2.6.1.) en (2.6.2.) valt te bespeuren. Bij een $g_{5t}^{13} = 1,771$ waarde zijn de gevonden regressiecoëfficiënten significant. Blijkens de determinantwaarde 0,675 van de correlatiematrix der verklarende variabe-

len en de F-waarden der afzonderlijke multipele correlatiecoëfficiënten - welke pas significant zijn bij een waarde van ${}_{95}F^1_3 = 3,34$ - zou er sprake zijn van multicollineariteit. ^{een beetje}

Beschouwt men de partiële correlatiecoëfficiënten r_{ij}, \dots, n , welke zijn weergegeven in de bovendriehoek, en de daarmee corresponderende t_{ij} -waarden, vermeld in de benedendriehoek van tabel 2.6.3.B., dan blijkt de interdependentie van de variabelen b_c en $\Delta\tilde{w}_{-1}$ de kritische waarde van het significantieniveau ${}_{95}t^{14} = 1,761$ te overschrijden, zodat hier een lichte mate van storende multicollineariteit moet worden geconstateerd. Let men op de waarde van \hat{d} , dan blijkt deze niet significant te zijn. Daar verder de correctiecoëfficiënt voor autocorrelatie $\hat{\rho} = 0,178$ zeer klein is, kan een eventuele invloed van autocorrelatie in de waarnemingen praktisch verwaarloosd worden.

De vergelijking krijgt nu na het testen op significantie en multicollineariteit de volgende definitieve vorm:

(2.6.4.)

$$b = -2,43 + 1,25b_c - 1,84(p_b - p'_b) - 1,94(p_b - p'_b)_{-1} \quad \bar{R} = 0,798$$

(t)	-0,77	3,76	-2,19	-4,17	$\hat{d} = 1,400$
e		34,60	27,50	37,90	$\hat{\rho} = 0,208$
$F(R^2_{x_1 \hat{x}})$		0,61	0,67	0,06	$ r_{ij} = 0,917$

Door $\Delta\tilde{w}_{-1}$ uit de exportvergelijking weg te laten is de bestaande multicollineariteit volledig opgeheven. Dit blijkt uit de determinantwaarde van de correlatiematrix der verklaarende variabelen, welke 0,917 bedraagt, de lage t_{ij} -waarden van de partiële correlatiecoëfficiënten r_{ij}, \dots, n en de in (2.6.4.) vermelde $F(R^2_{x_1 \hat{x}})$ -waarden, welke pas bij ${}_{95}F^1_2 = 3,68$ significant zijn.

Uit (2.6.4.) blijkt vooral, dat de prijsverhouding van de nederlandse uitvoer ten opzichte van de concurrerende

landen in belangrijke mate bepalend zijn voor de uitvoer. De prijsvariabele en de met één jaar vertraagde prijsvariabele hebben tezamen een aandeel van ongeveer 65% in het verklaarde gedeelte van de variantie in de uitvoer. Het variantiegedeelte wordt verklaard met een $\bar{R} = 0,798$. Wenst men de onverklaarde rest te verminderen, dan dient men voor de verklaring daarvan, gezien het zeer open karakter van de nederlandse economie, te zoeken naar een uitbreiding van de specificering met buitenlandse variabelen.

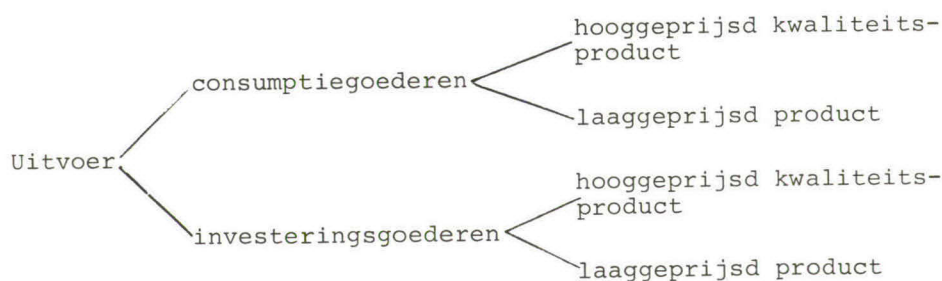
Meer inzicht zou in het voor Nederland zo belangrijke en complexe vraagstuk van de uitvoer kunnen worden verkregen wanneer niet één, maar een aantal uitvoervergelijkingen in het model zou kunnen worden opgenomen. Er bestaan fundamentele verschillen in de aard van de afzetpatronen van de invoerende landen. Landen met een hoog geïndustrialiseerde economie beschikken over een hoog en regelmatig stijgend nationaal inkomen per hoofd van de bevolking. Op deze afzetmarkten kan men op een geleidelijk stijgend afzetverloop rekenen. In ontwikkelingslanden en/of landen met een ongunstige betalingsbalans kan men eerder een onregelmatig verloop van de afzet verwachten. In de U.N. World Economic Survey 1967 werd het onderstaande overzicht aangetroffen.

TABEL 2.6.5. Reëel bruto binnenlands product in U.S. dollars tegen constante prijzen 1960 per hoofd, 1955 - 1965.

Landengroepen	1965	gemiddelde jaarlijkse toename	
		1960 - 1965	1955 - 1965
Ontwikkelde landen	1.725	59	43
Ontwikkelingslanden	157	3	3
Latijns Amerika	376	6	6
Afrika	120	3	2
Midden Oosten	381	16	13
Zuid en Oost Azië	96	1	1

Het is voor de uitvoerproblematiek van belang, dat men een zo nauwkeurig mogelijk inzicht heeft in de aard van de markt waarop de export zich richt. Voor een groot aantal producten is het niet onwaarschijnlijk, dat er gescheiden markten bestaan voor zover het kwaliteiten en prijzen betreft. Het is evenwel buitengewoon moeilijk een bruikbaar en beknopt overzicht te stileren inzake de aard en de omvang van de belangrijkste exportproducten, alsmede een specificatie van deze producten naar de importerende landen. Een verdeling van het nederlandse uitvoerproduct in consumptiegoederen en investeringsgoederen zou een verduidelijking kunnen geven, daarnaast een onderverdeling in hooggeprijsde kwaliteitsproducten en producten die hoofdzakelijk door middel van concurrerende prijzen worden afgezet. Producten met een monopolie-achtig karakter zouden, indien het kwantum groot genoeg is, in een afzonderlijke vergelijking kunnen worden ondergebracht.

In schematische vorm ziet de buitenlandse vraag er voor het ondernemingswezen zo uit:



Indien over voldoende statistisch materiaal zou kunnen worden beschikt, zou het mogelijk zijn 4 uitvoervergelijkingen op te stellen. Theoretisch zijn dan dus de volgende mogelijkheden denkbaar:

$$1. \quad b^{KC} = f(b_c^{KC}, (p_b^{KC} - p_b^{KC}), y, \mu) \quad (2.6.6.)$$

$$2. \quad b^{LC} = f(b_c^{LC}, (p_b^{LC} - p_b^{LC}), y, \mu) \quad (2.6.7.)$$

$$3. \quad b^{KI} = f(b_c^{KI}, (p_b^{KI} - p_b'^{KI}), y, \mu) \quad (2.6.8.)$$

$$4. \quad b^{LI} = f(b_c^{LI}, (p_b^{LI} - p_b'^{LI}), y, \mu) \quad (2.6.9.)$$

waarbij

b = uitvoer in constante prijzen

b_c = concurrerende uitvoer

p_b = prijspeil van de concurrerende uitvoer

p_b' = prijspeil van de nederlandse uitvoer

y = reëel nationaal inkomen van het buitenland

μ = storingsterm

bovensuffix KC = hooggeprijsd (kwaliteits-) consumptiegoed

bovensuffix LC = laaggeprijsd consumptiegoed

bovensuffix KI = hooggeprijsd (kwaliteits-) investeringsgoed

bovensuffix LI = laaggeprijsd investeringsgoed.

Past men het materiaal op deze wijze in, dan zal blijken welke combinaties voor de nederlandse export relevant zijn en welke dienen te vervallen. Dat zal dus ten nauwste samenhangen met de economische structuur van de importerende landen.

Blijkens de verzamelde gegevens neemt West-Duitsland het grootste deel -25%- van onze uitvoer voor zijn rekening. In verband met de absolute hoogte en de spreiding van het besteedbaar inkomen in West Duitsland mag men veronderstellen, dat de vraag naar een deel van het nederlandse product door zijn hoge kwaliteit in zekere mate prijsinelastisch is.

Geheel anders is de situatie in de landen ressorterend onder de groep minder ontwikkelde of ontwikkelingslanden. Het betalingsbalansoverschot en het beschikbaar inkomen per hoofd van de bevolking bevinden zich op relatief laag niveau. Het ligt voor de hand dat de vraag zich zal bepalen tot het goedkopere product en dat prijsverschillen hier een doorslaggevende rol spelen.

In hoeverre bilaterale handelsovereenkomsten met de

Oosteuropese landen, met Japan en met een aantal ontwikkelingslanden het beeld vertroebelt, kon tot op heden niet worden nagegaan. Ook de invloed van het nederlands lidmaatschap van de E.E.G. op de afzet in de niet tot de E.E.G. behorende landen kon niet worden bepaald. Dat deze invloeden niet kunnen worden verwaarloosd, blijkt uit tabel 2.6.10. Hierbij is als indelingscriterium genomen een wel of niet regelmatig stijgende import van het nederlands product, terwijl daarbij tevens landen met eenzelfde economische structuur in groepen werden samengebracht.

Hierbij komt vast te staan dat de 5 E.E.G. partners zonder uitzondering jaar op jaar meer invoeren. Dat houdt in voor 1968 een totaal van 17.343 miljoen gulden of 57,5% van de gehele uitvoer. Een stabiel beeld geven de V.S., Oostenrijk, Portugal, Canada en Japan met slechts een geringe relatieve daling. Engeland, Zweden, Noorwegen, Denemarken en Australië/Nieuw Zeeland laten een onregelmatig importverloop zien. Dit betekent voor de periode 1958/68 een gemiddelde absolute stijging, maar een vrij grote relatieve daling. In 1958 bedroeg de nederlandse invoer in deze groep landen 22,3% tegen 14,5% in 1968. Afrika heeft een kleine regelmatige stijging, maar valt relatief vrij sterk terug. Azië, waarvoor geen nadere specificatie per land kon worden gemaakt met uitzondering van Japan, vertoont een absolute stijging, maar gaat relatief eveneens achteruit. De Oosteuropese landen nemen een klein, regelmatig stijgend kwantum af. Een zeer onregelmatig beeld geven de Zuid Amerikaanse landen te zien met daarbij ook nog een absolute daling.

Pogingen om aldus te komen tot een vrij groot aantal uitvoervergelijkingen op basis van gescheiden markten leek tot nu toe niet bijzonder zinvol. Het simultaan uitwerken van modellen met meer dan 30 variabelen vereist rekeneenheden met zeer grote geheugens waarover tot voor kort niet kon worden beschikt.

Theoretisch blijkt het zinvol de vier eerder opgestelde uitvoervergelijkingen te betrekken op drie min of

TABEL 2.6.10. Bestemming van de uitvoer naar landengroepen
in miljoenen guldens en in %.

		1958		1968	
		abs.	in %	abs.	in %
I	West Duitsland	2320	19,0	8393	27,8
	B.L.E.U.	1830	15,0	4319	14,3
	Frankrijk	594	4,9	3180	10,6
	Italië	335	2,7	1451	4,8
	E.E.G. totaal	5079	41,6	17343	57,5
II	U.S.A.	681	5,6	1579	5,2
	Zwitserland	300	2,4	619	2,1
	Oostenrijk	122	1,0	309	1,0
	Portugal	51	0,4	98	0,3
	Japan	50	0,4	231	0,8
	Canada	96	0,8	212	0,7
	Totaal II	1300	10,6	3048	10,1
III	Verenigd Koninkrijk	1455	11,9	2579	8,5
	Zweden	556	4,5	836	2,8
	Noorwegen	280	2,3	300	1,0
	Denemarken	322	2,6	422	1,4
	Australië/Nieuw Zeeland	149	1,2	238	0,8
	Totaal III	2762	22,5	4375	14,5
IV	Oost Europa (incl. Finland)	301	2,5	810	2,6
V	Afrika	715	5,9	1062	3,5
VI	Azië (excl. Japan)	826	6,8	1355	4,5
VII	Latijns Amerika	751	6,1	966	3,2
VIII	Rest van de wereld	493	4,0	1238	4,1
	TOTAAL I t/m VIII	12227	100,0	30197	100,0

meer van elkaar gescheiden afzetmarkten, te weten:

groep I: E.E.G.

groep II: landen met eenzelfde economische structuur buiten de E.E.G.

groep III: onderontwikkelde landen, waarbij men in verband met het kleine kwantum Afrika, Azië en Zuid-Amerika samen zou kunnen voegen.

Uitvoer die plaats heeft op basis van bilaterale handelsovereenkomsten zal naar alle waarschijnlijkheid niet kunnen worden verklaard door variabelen als b_c en p_b . De omvang van deze uitvoer zal voor een niet onbelangrijk deel moeten worden verklaard uit het kwantum afzet, dat deze landen op de nederlandse markt kunnen realiseren.

2.7. De invoervergelijking.

De invoer wordt in het model van het Centraal Planbureau ingedeeld bij de groep productiefactoren en capaciteit. De reden hiervoor kan gevonden worden in het grote kwantum grondstoffen, halffabrikaten en gereede productiemiddelen, namelijk $\pm 70\%$ van de totale invoer.

Aangezien vrijwel geen enkele relevant lijkende variabele in de specificering van het Centraal Planbureau aan de noodzakelijke eisen voldoet, is gezocht naar andere variabelen ter verklaring van deze voor de nederlandse economie zeer belangrijke grootte.

Aansluitend bij de opzet van het Centraal Planbureau werd de variabele "totale productie in constante prijzen" als verklarende variabele opgenomen. Daarnaast werd als nieuwe variabele gebruikt de "binnenlandse inflatoire impulsen". Men krijgt dan de volgende vergelijking:

$$m = 3,91 + 3,13x_{-\frac{1}{4}}^E + 1,79d_{-\frac{1}{2}}^Y \quad \bar{R} = 0,754 \quad (2.7.1.)$$

$$(t) \quad 0,89 \quad 4,42 \quad 2,61 \quad \hat{d} = 1,729$$

$$e \quad 62,90 \quad 37,10 \quad \hat{\rho} = -0,091$$

$$F(R_{x_i, \bar{x}}^2) \quad 0,12 \quad 0,12 \quad |r_{ij}| = 0,992$$

waarbij

x^E = de totale productiewaarde van bedrijven in constante prijzen van 1963

d^Y = indicator voor de binnenlandse inflatoire impulsen, gemeten aan de reciproke van de prijsindex van het nationaal inkomen.

De regressiecoëfficiënten zijn zeer significant. Ook treedt er geen multicollineariteit op. De $F(R_{x_i, \bar{x}}^2)$ -waarden zijn zeer laag, terwijl de t-waarde van de correlatiecoëfficiënt tussen beide verklarende variabelen slechts -0,35 bedraagt.

De totale verklaring van beide variabelen is gelijk aan $\bar{R}^2 = 0,569$. Het aandeel van $x_{-\frac{1}{4}}^E$ bedraagt daarin 62,9% en van $d_{-\frac{1}{2}}^Y$ 37,1%.

Het niet verklaarde deel moet in hoofdzaak worden toegeschreven aan de consumptiegoederen. De prijzen bleken in deze opzet niet significant. Van de vraagzijde uit gezien hebben grondstoffen en andere productiehulpmiddelen een vrij hoge graad van prijs-inelasticiteit. Daarbij moet worden aangetekend dat in de door het Centraal Planbureau opgestelde prijsvariabele zowel de prijzen van de consumptiegoederen als van de productiegoederen zijn verwerkt. Deze samenvoeging lijkt niet erg bruikbaar wanneer men de invoer uitsluitend betreft op het productievolume.

Het zou praktischer geweest zijn voor de ingevoerde consumptiegoederen een afzonderlijke prijsvariabele te berekenen.

Het kwantum invoer dat aan de consumptie toevalt vertegenwoordigt een niet te verwaarlozen 30%, hetgeen neerkomt op 10% van het nationaal inkomen. Aangezien de prijs-

variabele in de consumptievergelijking goed significant is, mag worden aangenomen, dat ook de import van consumptiegoederen voor een belangrijk deel wordt verklaard door het prijsverloop.

2.8. De werkgelegenheid- en werkloosheidsvergelijkingen.

De variabele a , door het Centraal Planbureau "werkgelegenheid in bedrijven" genoemd, wordt weergegeven door de volgende vergelijking:

$$a = -0,01 + 0,33v' + 0,12p_{m-v'} \quad \bar{R} = 0,834 \quad (2.8.1.)$$

(t)	-0,02	5,51	3,27	$\hat{d} = 1,10$
e		62,70	37,30	$\hat{\rho} = 0,289$
$F(R^2_{x_1\hat{x}})$		0,001	0,001	$ r_{ij} = 0,999$

waarbij

v' = afzet

$p_{m-v'}$ = marge tussen het prijspeil van de invoer en van de afzet (exclusief diensten en voorraden)

De verklaring van de werkgelegenheid door de beide variabelen bereikt een \bar{R}^2 ter grootte van 0,696. De regressiecoëfficiënten zijn beide zeer significant en er treedt geen multicollineariteit op tussen de verklarende variabelen. Evenals in de investeringsvergelijking vormt de toenemende afzet de belangrijkste oorzakelijke verklaring bij de tewerkstelling van de beschikbare beroepsbevolking. Het investeringsverloop bleek geen invloed te hebben op de werkgelegenheid. De investeringen werden als mogelijk verklarende variabelen achtereenvolgens vertraagd met $\frac{1}{4}$, $\frac{1}{2}$ en 1 jaar, maar geen enkele coëfficiënt werd significant. Dit op het eerste gezicht zonderlinge resultaat wordt evenwel aannemelijk als men de feitelijke situatie op het gebied van de werkgelegenheid beziet.

Uit de gegevens vanaf 1950 blijkt, dat er globaal genomen een voortdurende en regelmatige overspanning op de arbeidsmarkt heerste. Dat geen teruggang in de werkgelegenheid is opgetreden tengevolge van het doorvoeren van een grotere mechanisatie en/of gedeeltelijke automatisering in bepaalde bedrijfstakken, duidt erop dat de spanning vrij groot is. Ook het aantrekken van buitenlandse arbeidskrachten is hiervan een duidelijk symptoom.

Toenemende investeringen kunnen uiteraard geen oorzaak vormen voor een toenemend aantal tewerkstellingen, wanneer de beschikbare beroepsbevolking reeds volledig is ingezet. De jaarlijkse aanwas van de beroepsbevolking is relatief vrij klein en kan, al naargelang de afzetverwachtingen van het bedrijfsleven in de bestaande capaciteit worden opgenomen. In de investeringsvergelijking bleek de beschikbare beroepsbevolking voor 49% de oorzaak te vormen (van het verklaarde deel) van de investeringen. Hierin komt een duidelijk verschilpunt naar voren tussen de beide productiefactoren kapitaal en arbeid. Kapitaalgoederen kunnen, voorzien van de gewenste eigenschappen, vrijwel onbeperkt worden ingezet. De factor arbeid daarentegen is aan natuurlijke grenzen gebonden. Een uitbreiding van de bedrijvigheid en daarmee van de welvaart in de huidige constellatie is slechts dan mogelijk, indien er een verschuiving tot stand gebracht kan worden in de technisch gevonden combinatie van arbeid en kapitaal.

Het niet door \bar{R}^2 verklaarde gedeelte moet worden toegeschreven aan niet-economische factoren, zoals de eerder genoemde min of meer onvermijdelijke starheid in de relatie van de beide productiecomponenten. De variabele werkloosheid levert in deze omstandigheden $k w a n t i t a - t i e f$ geen belangrijke vergelijking op. In verband met het sociaal belang dat aan dit probleem wordt gehecht werd de specificering die het Centraal Planbureau hiervoor heeft samengesteld, voor zover deze significant is, toch opgenomen, namelijk:

$$\Delta \tilde{w} = 0,14 - 0,48a + 0,30 \frac{\Delta \tilde{p} - \Delta a_o}{\tilde{p}_{B-1}} \quad \bar{R} = 0,857 \quad (2.8.2.)$$

(t)	0,54	-6,89	3,20	$\hat{d} = 1,510$
e		68,30	31,70	$\hat{\rho} = 0,125$
$F(R_{x_i}^2)$		1,61	1,61	$ r_{ij} = 0,908$

waarbij

$\Delta \tilde{w}$ = werkloosheid in procenten van de afhankelijke beroepsbevolking

a = werkgelegenheid in bedrijven

$\Delta \tilde{p}$ = accres van de beroepsgeschiedte bevolking (14-~~16~~ jarigen)

Δa_o = mutaties in de werkgelegenheid van de overheid

\tilde{p}_B = afhankelijke beroepsbevolking.

De werkloosheid wordt verklaard met een $\bar{R}^2 = 0,733$.

De relatieve aandelen van a en $\frac{\Delta \tilde{p} - a_o}{\tilde{p}_{B-1}}$ zijn respectievelijk 68% en 32%. De regressiecoëfficiënten zijn zeer hoog en multicollineariteit is niet aanwezig.

2.9. De prijsvergelijkingen.

Voor de prijzen zijn in navolging van het Centraal Planbureau vier gedragsvergelijkingen opgenomen, te weten voor de consumptie, de investeringen, de uitvoer en de autonome uitgaven van de overheid.

Hierbij moet worden aangetekend dat de prijzen een wezenlijk ander karakter hebben dan de andere te verklaren variabelen. Prijzen vormen een uniforme uitdrukkingswijze zonder welke het niet goed mogelijk is samenhangen tussen bepaalde grootheden te kwantificeren en/of te beschrijven. Deze uniforme uitdrukkingswijze is mogelijk door het gebruik van een uniforme maat (de munteenheid) die zich echter heeft ontwikkeld naar een diversiteit van verschijningsvormen.

Deze specifieke functie van het geld brengt met zich

mee, dat er bij de prijzen een grotere mate van interdependentie bestaat tussen de prijzen onderling en de variabelen die in prijzen zijn uitgedrukt. De hoogten van de prijzen zelf zijn in hun algemeenheid voor een niet onbelangrijk deel de resultante van het liquiditeitsniveau en de hoeveelheden van de grootheden, die voor een waardebepaling in aanmerking komen.

Het geheel van de prijzen kan dan gezien worden als een groot aantal complexe samenhangen die voor een deel door en uit elkaar bepaald worden. Bij toepassing van de factoranalyse op de variabelen van dit model zal bovengenoemde onderlinge afhankelijkheid duidelijker naar voren komen.

Bij het opstellen van een regressiemodel in lineaire functies doen zich bij de bepaling van de prijzen nog enkele complicaties voor. Er kan namelijk niet exact worden vastgesteld in hoeverre inflatoire impulsen van welke oorsprong ook de te onderzoeken relaties oorzakelijk beïnvloeden in hun kwantitatieve hoedanigheid. Evenmin kan worden bepaald in hoeverre veranderingen in de verschillende soorten liquiditeiten, alsmede veranderde voorwaarden waarop zij functioneren, wijzigingen veroorzaken in het gedragspatroon van de prijsvariabelen. Aangezien evenwel een groot aantal variabelen wordt uitgedrukt in waarden, kunnen genoemde prijsvergelijkingen niet uit het model worden weggelaten.

De resultaten van de toetsing van de door het Centraal Planbureau opgenomen verklarende variabelen toont aan, dat het niet eenvoudig is in deze opzet nog aanvaardbare prijsvergelijkingen op te stellen.

Beziet men eerst de specificeringen van het Centraal Planbureau:

$$p_c = 0,24 + 0,38H_{-\frac{1}{2}} + 0,26p_{m-\frac{2}{5}} + 0,55(m-v)_{-\frac{2}{5}} + 0,19T'_k - 0,11c^r \quad (2.9.1.)$$

$$p_i = 0,90 + 0,23H + 0,43p_m + 0,39p_{i-1} \quad (2.9.2.)$$

$$p_b = -0,80 + 0,20H + 0,38p_m + 0,48p'_b - 1,43(\Delta\tilde{w}_1 - 0,48\Delta\tilde{w}_{1-1}) \quad (2.9.3.)$$

$$p_x = 0,60 + 0,47H + 0,46\Delta H + 0,25p_m + 0,40p_{x-1} \quad (2.9.4.)$$

waarbij

p_c = prijs van consumptie

H = arbeidskosten per eenheid totale productie

p_m = prijs van de invoer

$m-v$ = de verhouding van de procentuele stijging van de invoer en de procentuele stijging van de afzet, waarbij $\frac{m}{v} \approx m-v$

T'_k = indirecte belastingen minus prijsverlagende subsidies in verhouding tot de afzet, zodat $T'_k = \frac{T_k}{v'}$

c^r = deposito's in handen van particulieren

p_i = de prijs van de investeringen

p_b = de prijs van de uitvoer

p'_b = de prijs van de concurrerende uitvoer

$\Delta \tilde{w}_1$ = kromlijinig verband van de verandering in het niveau van de werkloosheid

p_x = prijs van de autonome bestedingen.

De belangrijkste variabelen in de Centraal Planbureau-vergelijkingen zijn de "arbeidskosten per eenheid product" en de prijzen van de invoer. Het moet gezegd worden dat de omschrijving "gemiddelde arbeidskosten per eenheid product" enigszins onduidelijk is en daarom misleidend kan zijn. De indruk zou gewekt kunnen worden dat productiekosten uitsluitend uit arbeidskosten bestaan. Uit de bewerking van het materiaal, die tot deze variabele in de huidige vorm heeft geleid, blijkt evenwel dat aan de gemiddelde kapitaalkosten per eenheid product een identieke plaats is toegekend. Dit komt tot uitdrukking in de arbeidsproductiviteit die in de variabele is ingekalkuleerd. De arbeidsproductiviteit is een verhoudingscijfer van de complementaire factoren kapitaal en arbeid, zodat daarmee aan de kapitaalfactor het juiste gewicht is toegekend. H is nu het quotiënt van de loonvoet (1) en de met een half jaar vertraagde arbeidsproductiviteit ($v'-a$). De productiviteit per arbeider is gedefiniëerd als $\frac{v'}{a}$; uitgedrukt in procentuele verschillen geldt dan, dat

$\frac{v'}{a} \approx v' - a$. De loonvoet (1) is gelijk aan de loonsom L , gedeeld door het aantal manjaren a . Dus $1 = \frac{\tilde{L}}{a} \approx \tilde{L} - a$. Deelt men vervolgens het loon per arbeider (1) door de productie per arbeider dan krijgt men de gemiddelde loonkosten per eenheid product.

In de consumptievergelijking is de variabele c^r statistisch niet significant en dient dus te vervallen. Verder is de interdependentie tussen $H_{-\frac{1}{2}}$ en $p_{m-\frac{2}{3}}$ zo hoog, dat voor beide variabelen andere vertragingen moesten worden ingevoerd. Men krijgt dan de volgende vergelijking

$$p_c = -0,99 + 0,67H_{-\frac{1}{3}} + 0,26p_{m-\frac{3}{4}} + 0,70(m-v)_{-\frac{2}{5}} + 0,19T'_{k-\frac{1}{3}} \quad (2.9.5.)$$

	-1,32	3,88	3,94	7,52	2,48	$\hat{d} = 1,750$
e	22,90	22,70	42,30	12,10		$\hat{p} = 0,109$
$F(R_{x_i}^2)$	2,69	2,32	2,01	0,42		$ r_{ij} = 0,483$

De hoogte van de verklaring van p_c met een \bar{R}^2 van 0,81 is zeer bevredigend. Uit de berekening blijkt, dat het verklarend aandeel van de indirecte belastingen 12% bedraagt. Verreweg de belangrijkste variabele is $(m-v)$ die 42% van de verklaring voor zijn rekening neemt. Stijgt de ingevoerde hoeveelheid naar verhouding meer dan de afzet, dan gaat daarvan een prijsverhogende werking uit. De arbeidskosten per eenheid product en de prijs van de invoer nemen elk voor ongeveer 23% deel in de verklaring van de prijs van de consumptie.

De regressiecoëfficiënten zijn voor deze drie variabelen zeer significant. De verklarende variabelen zijn niet multicollineair en er treedt geen autocorrelatie op in de storingstermen.

In de vergelijking van de investeringen van het Planbureau zijn de variabelen H en p_m multicollineair. De t -waarde van de partiële correlatiecoëfficiënt bedraagt 2,09 en is reeds significant bij een 95^e t^{15} -waarde van 1,

Een vertraging met $\frac{1}{4}$ jaar levert een beter resultaat op. De vergelijking ziet er dan als volgt uit:

$$\begin{aligned}
 p_i &= 0,43 + 0,39H_{-\frac{1}{4}} + 0,41p_m + 0,35p_{i-1} & \bar{R} &= 0,905 & (2.9.6.) \\
 (t) & \quad 0,61 \quad 2,12 & \quad 6,98 & \quad 3,21 & \hat{d} = 2,560 \\
 e & \quad 17,80 & \quad 56,20 & \quad 26,00 & \hat{\rho} = 0,304 \\
 F(R^2_{x_i \hat{x}}) & \quad 1,41 & \quad 0,77 & \quad 0,86 & |r_{ij}| = 0,836
 \end{aligned}$$

De prijsvergelijking geeft met een $\bar{R}^2 = 0,82$ een goede verklaring voor de prijs van de investeringen. Het blijkt dat vooral de prijs van de totale invoer belangrijk is. Deze draagt voor meer dan de helft bij in de verklaarde variantie. Uit het aandeel van p_{i-1} blijkt, dat de kostenfactoren uit de voorafgaande periode nog belangrijk doorwerken in de lopende periode, met een aandeel van 26%. De arbeidskosten per eenheid product nemen voor 18% deel in de verklaring.

Voor de prijzen van de export is het niet mogelijk gebleken een toereikende specificering op te stellen. De binnelandse kosten die het uitgangspunt vormen voor de prijzen van de exportproducten vertonen een hoge mate van multicollineariteit. Dit moet, zoals al eerder werd verondersteld, geweten worden aan de onderlinge interdependentie van alle prijzen. Volstaan moet daarom worden met de variabele p'_b , hetgeen inhoudt, dat

$$\begin{aligned}
 p_b &= -0,70 + 1,02p'_b & \bar{R} &= 0,935 & (2.9.7.) \\
 (t) & \quad -1,46 \quad 10,96 & \hat{d} &= 2,560 \\
 & & \hat{\rho} &= 0,333
 \end{aligned}$$

Uit $\bar{R}^2 = 0,875$ blijkt, dat het prijspeil van de concurrerende landen een aanzienlijke invloed uitoefent op de nederlandse prijzen van de export. De oorzaken van de aanpassing van de nederlandse exportprijs dienen dan gezocht te worden in exogene factoren, die niet in het model zijn opgenomen als

verklarende variabelen.

In de prijsvergelijking van de autonome bestedingen zijn twee variabelen overgebleven, namelijk p_m en p_{x-1} .

$$p_x = 2,42 + 0,53p_m + 0,29p_{x-1} \quad \bar{R} = 0,908 \quad (2.9.8.)$$

$$(t) \quad 3,95 \quad 8,65 \quad 2,90 \quad \hat{d} = 2,220$$

$$e \quad 74,90 \quad 25,10 \quad \hat{\rho} = 0,180$$

$$F(R_{x_1 \hat{x}}^2) \quad 0,01 \quad 0,01 \quad |r_{ij}| = 0,999$$

De constante term in deze vergelijking is significant, hetgeen erop duidt dat p_x mede bepaald wordt door trendmatige veranderingen. De opgenomen verklarende variabelen zijn niet multicollineair en de regressiecoëfficiënten zijn significant. Er treedt geen autocorrelatie op in de storings termen.

HOOFDSTUK III. DE METHODIEK VAN DE FACTOR-ANALYSE.

3.1 Inleiding.

De factor-analyse gaat uit van de veronderstelling, dat er een aantal algemene oorzaken zijn, waardoor de verschillende samenhangen tussen de te onderzoeken variabelen ontstaan. Het aantal algemene oorzaken zal veelal aanzienlijk kleiner zijn dan het aantal samenhangen. Veel relaties tussen variabelen komen namelijk in meerdere of mindere mate voort uit eenzelfde algemene oorzaak. Deze algemene oorzaken duidt men in de literatuur aan met benamingen als factoren, componenten, condities of dimensies. Dit verschil in aanduiding spruit in feite voort uit de verschillende manieren waarop men technisch de factor-analyse kan uitwerken. De methode van de factor-analyse kan men nu als volgt definiëren:

Factor-analyse is het op basis van statistische waarnemingen zoeken naar en het vastleggen van kwantitatieve samenhangen tussen variabelen, welke samenhangen voortkomen uit afzonderlijke conditionerende factoren of algemene oorzaken. Onder een samenhang verstaat men een bepaald bewegingspatroon tussen twee of meerdere variabelen, welke in het onderzoek zijn betrokken. Een dergelijk bewegingspatroon wordt uitgedrukt in coëfficiënten of procenten, welke aangeven in welke mate de varianties van de desbetreffende variabelen door een bepaalde algemene oorzaak of factor beïnvloed worden.

Deze factor is dus gemeenschappelijk voor de variabelen, welke deel uitmaken van een bepaald bewegingspatroon.

3.2 Doel van de Factor-analyse.

Factor-analyse stelt zich ten doel om door middel van een soort transformatie de ongeordende empirische gegevens van de te onderzoeken variabelen zodanig te hergroeperen, dat:

- a. uit het oorspronkelijk materiaal een kleiner geheel ontstaat, waarin alle aanwezige informatie gecomprimeerd is opgenomen.
- b. men factoren krijgt, welke elk een afzonderlijk bewegingspatroon tussen de variabelen teweeg brengen;
- c. de bewegingspatronen logisch interpreteerbaar zijn.

Het aantal mogelijke bewegingspatronen is afhankelijk van het aantal variabelen, welke in het onderzoek zijn betrokken. Heeft men n variabelen in een factoronderzoek opgenomen, dan zijn er theoretisch n^2 verschillende samenhangen van variabelen mogelijk ¹⁾, waarvan er maar n tegelijkertijd bestaanbaar zijn. Men moet dus uit dit theoretisch mogelijke aantal een keuze doen.

De keuze is tot op zekere hoogte subjectief. Deze subjectiviteit moet evenwel gezien worden in het licht van bepaalde economische theorieën, waarvan men de juistheid als uitgangspunt wenst te nemen. Een complex van samenhangen wordt soms door geheel van elkaar verschillende theorieën verklaard, met het gevolg dat de empirische feitelikheden een verschillende interpretatie krijgen.

In de bovengenoemde n verschillende stelsels van samenhangen, welke in de factor-analyse mogelijk zijn, kan iedere aanwezige samenhang worden teruggevonden. Niet ieder stel samenhangen is evenwel voor een bepaald onderzoek relevant. Wil men los van een economische theorie als werkhypothese eerst enig inzicht verkrijgen in het complex van te onderzoeken samenhangen, dan dient men alle n stelsels uit te werken.

1) Een variabele kan nl. met zichzelf in verband staan.

Door een bewerking van de verkregen resultaten kan men een rangorde opstellen, waarbij één factor als de belangrijkste in het geheel naar voren komt. Op identieke wijze vindt men de tweede, de derde enz. Veel van de subjectiviteit der keuze kan nu worden ontgaan, door mogelijk geachte samenhangen tussen de belangrijkste factoren te kwantificeren.

Het is op deze wijze mogelijk een verdere bijdrage te leveren tot fundering van een bepaalde theorie of eventueel de theorie geheel of gedeeltelijk te herzien. Verder is de factor-analyse een zeer bruikbaar hulpmiddel om een stelsel van regressievergelijkingen te vervolmaken. De factor-analyse geeft namelijk de reële rang aan van de matrix van alle endogene en exogene variabelen tezamen. Is deze rang r^R kleiner dan n , dat wil zeggen bestaat er afhankelijkheid tussen bepaalde variabelen X_i ($i = 1, 2, \dots, n$), dan geeft deze rang

$$r^R = r(XX') < n \quad (3.2.1)$$

het aantal onafhankelijke variabelen weer. Het aantal endogene variabelen, alsmede het totale aantal vergelijkingen (zowel gedrags- als definitievergelijkingen) wordt hiermede exact bepaald en is gelijk aan r^R .

3.3 Normering van de variabelen.

Een factor-analyse gaat in het algemeen niet uit van de oorspronkelijke waarnemingen der variabelen. Eerst gaat zij deze op een bepaalde manier normeren, om een onderlinge vergelijking mogelijk te maken. De normering geschiedt door de afwijkingen der oorspronkelijke waarnemingen ten opzichte van hun rekenkundig gemiddelde uit te drukken in hun standaard-deviaties.

Loopt het aantal waarnemingen van 1 tot en met T en het aantal variabelen van 1 tot en met n , en duidt men een va-

riabele, waarvan de waarnemingen genormeerd zijn, aan met z_i dan heeft deze de volgende vorm:

$$z_{it} = \frac{x_{it}}{\sigma_{x_i}} \quad (3.3.1)$$

waarbij

$$x_{it} = X_{it} - \bar{X}_i \quad (i = 1, 2, \dots, n; t = 1, 2, \dots, T) \quad (3.3.2)$$

$$\bar{X}_i = \frac{\sum_t X_{it}}{T} \quad (3.3.3)$$

$$\sigma_{x_i} = \sqrt{\sigma_{x_i}^2} = \sqrt{\frac{\sum_t (X_{it} - \bar{X}_i)^2}{T}} = \sqrt{\frac{\sum_t x_{it}^2}{T}} \quad (3.3.4)$$

De verwachtingswaarde (d.i. het gemiddelde) van een aldus genormeerde variabele is gelijk aan nul en haar variantie gelijk aan één. Hiermede zijn alle variabelen éénduidig uitgedrukt en onderling vergelijkbaar gemaakt. De feitelijke normering geschiedt niet individueel per variabele, maar door van alle X_i variabelen de correlatiematrix te berekenen.

3.4 Correlatie en variantie in de factor-analyse.

De enkelvoudige correlatiecoëfficiënt tussen twee variabelen is gelijk aan de som van de producten van hun overeenkomstige genormeerde waarnemingen, gedeeld door het aantal waarnemingen. Immers:

$$\frac{\sum_t z_{it} z_{kt}}{T} = \frac{\sum_t x_{it} x_{kt}}{T \sigma_{x_i} \sigma_{x_k}} = \frac{\sum_t x_{it} x_{kt}}{\sqrt{\sum_t x_{it}^2} \sqrt{\sum_t x_{kt}^2}} = r_{ik} \quad (3.4.1)$$

hetgeen gelijk is aan de enkelvoudige correlatiecoëfficiënt van de variabelen i en k .

Indien $i = k$, dan verkrijgt men de variantie van z_i , welke gelijk is aan één; immers:

$$\frac{\sum_t z_{it} z_{kt}}{T} = \frac{\sum_t (x_{it})^2}{T \sigma_{x_i}^2} = \frac{\sigma_{x_i}^2}{\sigma_{x_i}^2} = 1 = \sigma_{z_i}^2 \quad (3.4.2)$$

Bepaalt men nu analoog aan het voorgaande het produkt van de matrices van de genormeerde waarnemingen der te onderzoeken variabelen, dan verkrijgt men de matrix van enkelvoudige correlatiecoëfficiënten, welke de volgende vorm heeft:

$$R = \frac{ZZ'}{T} \quad (3.4.3)$$

De matrix R is dus op te vatten als een genormeerde matrix van varianties en co-varianties, waarbij de elementen van de hoofddiagonaal gelijk zijn aan één.

De factor-analyse richt zich specifiek op de analyse van de intercorrelaties. Zij tracht daarin de invloed na te gaan van de algemene factoren, welke tegelijkertijd in meer dan één variabele werkzaam zijn. Het gaat daarbij om de vraag, of er door de invloed van de algemene factoren bepaalde samenhangen zijn ontstaan tussen de varianties van de genormeerde variabelen.

Men tracht nu deze variantiesamenhangen tussen bepaalde variabelen op te sporen, door de bepaling van een aantal vectoren, waarmede de variabelen volledig beschreven kunnen worden. Elke vector representeert een andere algemene oorzaak of factor, welke men kan beschouwen als een theoretische of hypothetische variabele.

De factoren, welke de variabelen kunnen beïnvloeden worden in drie categorieën onderscheiden en wel:

- a. gemeenschappelijke factoren f_j ($j = 1, 2 \dots m$), welke elk afzonderlijk meerdere variabelen tegelijkertijd beïnvloeden.
- b. specifieke factoren s_i ($i = 1, 2 \dots n$), welke elk slechts één variabele beïnvloeden.
- c. fouten factoren e_i ($i = 1, 2 \dots n$) waardoor het foutengedeelte van de varianties van z_i wordt gebonden.

Door de genormeerde variabelen z_i ($i = 1, 2 \dots n$) vervolgens elk afzonderlijk te relateren aan de hypothetische variabelen of factoren, wordt de totale variantie $\sigma_{z_i}^2$ van de genormeerde variabele z_i onderverdeeld in drie componenten:

- a. de gemeenschappelijke variantie of communality (h_i^2), welke dat gedeelte van de totale variantie weergeeft, dat samenhangt met de variantie van andere of groepen van andere variabelen;
- b. de specifieke variantie of uniqueness (s_i^2) het gedeelte van de totale variantie, dat geen samenhang vertoont met de variantie van andere variabelen;
- c. het gedeelte van de totale variantie dat te wijten is aan fouten in het waarnemingsmateriaal of aan het ten onrechte buiten beschouwing laten van voor het onderzoek relevante variabelen; dit is de zogenaamde storingsterm of error (e_i^2).

De totale variantie van de i^{de} genormeerde variabele - welke gelijk is aan één - kan men derhalve als volgt in componenten opsplitsen:

$$\sigma_{z_i}^2 = h_i^2 + s_i^2 + e_i^2 \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (3.4.4)$$

Evenals één algemene oorzaak of factor tegelijkertijd meerdere variabelen kan beïnvloeden - waardoor één bepaald bewegingspatroon tussen de variabelen ontstaat - kan ook omgekeerd één variabele de invloed van meerdere algemene oorzaken f_j ($j = 1, 2 \dots m$) ondergaan.

In dit laatste geval wordt de gemeenschappelijke variantiecomponent h_i^2 van zo'n variabele z_i opgesplitst in evenveel sub-componenten als er factoren f_j zijn, welke een invloed op z_i uitoefenen. Iedere sub-component van de gemeenschappelijke variantiecomponent h_i^2 van z_i hoort dus thuis in een andere samenhang, waarvan het bewegingspatroon bestaat uit variantiegedeelten van variabelen.

Daar elke subcomponent van h_i^2 deel uitmaakt van één samenhang, welke voortgekomen is uit één bepaalde algemene oorzaak, is iedere subcomponent daardoor ook gerelateerd aan die factor f_j . De mathematische uitdrukking van deze relatie is:

$$z_i = a_{i1}f_1 + a_{i2}f_2 + \dots a_{im}f_m \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (3.4.5)$$

De subcomponenten van de gemeenschappelijke variantiecomponent h_i^2 van variabele z_i - welke deelnemen aan de verschillende samenhangen - zijn gelijk aan het kwadraat van de a_{ij} coëfficiënten van de overeenkomstige algemene oorzaken f_j uit vergelijking (3.4.5). Voor h_i^2 kan men dus schrijven:

$$h_i^2 = a_{i1}^2 + a_{i2}^2 + \dots a_{ij}^2 + \dots a_{im}^2$$

$$(i = 1, 2, \dots, n) \quad (3.4.6)$$

Bedraagt het aantal algemene oorzaken m , dan is, zoals reeds werd vermeld tevens het aantal samenhangen, waarin sub-componenten van h_i^2 van z_i maximaal kunnen deelnemen gelijk aan m .

3.5 Het model van de factor-analyse.

Indachtig de vergelijkingen (3.4.4) en (3.4.5) kan men het volledige model van de factor-analyse als volgt lineair weergeven:

$$z_i = a_{i1}f_1 + a_{i2}f_2 + \dots + a_{im}f_m + b_i s_i + c_i e_i$$

$$(i = 1, 2, \dots, n) \quad (3.5.1)$$

De specifieke- en de fouten-varianties zijn in het algemeen voor een factor-analyse van minder belang; het feitelijke factor-analytische onderzoek richt zich dan ook primair op de factoren f_j en de gemeenschappelijke variantie componenten h_i^2 .

Is echter het aandeel van de specifieke- en de fouten-varianties in de totale variantie groot, dan bestaat de mogelijkheid, dat in die variantiecomponenten potentiële gemeenschappelijke factoren aanwezig zijn.

Het praktische werkmodel van de factor-analyse heeft derhalve de volgende gedaante:

$$z_i = a_{i1}f_1 + a_{i2}f_2 + \dots + a_{im}f_m \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

of geschreven in matrix notatie:

$$z = Af \quad (3.5.2)$$

waarbij: z de vector van de genormeerde variabelen z_i voorstelt;

A de matrix van de bindings-coëfficiënten a_{ij} ($i = 1, 2, \dots, n$; $j = 1, 2, \dots, m$) weergeeft;

f de vector van de factoren f_j ($j = 1, 2, \dots, m$) vermeldt.

In de literatuur duidt men de a_{ij} coëfficiënten uit vergelijking (3.4.5) meestal aan met de term "factor-loadings of -ladingen". Voor gebruik buiten de psycho- en de sociometrie is deze benaming echter minder sprekend. In het onderhavige onderzoek wordt daarom de voorkeur gegeven aan de term "bindingscoëfficiënt". Deze laatste uitdrukking geeft naar de mening van de schrijver duidelijker aan, dat de relatie tussen een variabele z_i en een factor f_j , welke haar uitdrukking vindt in de coëfficiënt a_{ij} , eenzijdig uitgaat van f_j en niet van z_i .

Hetzelfde geldt voor a_{ij}^2 die aangeduid wordt met de term "bindingspercentage". De sub-component a_{ij}^2 is gelijk aan het procentuele gedeelte van de genormeerde totale variantie van z_i , dat gebonden is aan het uit factor f_j ontstane bewegingspatroon van variabelen.

Vaak bezigt men voor de gemeenschappelijke variantiecomponent h_i^2 de term "bindingssom". Men brengt dan beter de additieve eigenschap van de a_{ij}^2 's over de algemene factoren f_j tot uitdrukking. Uit (3.4.6) volgt immers, dat h_i^2 gelijk is aan de som van de variantiecomponenten a_{ij}^2 van z_i in de bewegingspatronen, welke uit de desbetreffende factoren f_j ($j = 1, 2, \dots, m$) zijn voortgekomen.

De term aspecten wordt gebruikt om de kolomvectoren van de A matrix aan te geven. Elke kolomvector met elementen a_{ij} of a_{ij}^2 bevat het bewegingspatroon, dat uit de algemene factor f_j is voortgekomen. Met de term aspecten geeft men duidelijk aan, dat dezelfde variabelen steeds vanuit een andere gezichtshoek (aspect) geanalyseerd worden. Uit (3.4.5) volgt logischerwijs, dat men ook de afzonderlijke waarnemingen z_{it} ($t = 1, 2, \dots, T$) van z_i in een factor-model kan uitdrukken; men verkrijgt dan de volgende relatie:

$$z_{it} = a_{i1}f_{1t} + a_{i2}f_{2t} + \dots + a_{im}f_{mt}$$

$$(i = 1, 2 \dots n) \quad (3.5.3)$$

Geeft men het stelsel (3.5.3) weer in matrix vorm, dan verkrijgt men:

$$\begin{bmatrix} z_{11} & \dots & z_{1T} \\ \vdots & & \vdots \\ z_{n1} & \dots & z_{nT} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & \dots & a_{1m} \\ \vdots & & \vdots \\ a_{n1} & \dots & a_{nm} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} f_{11} & \dots & f_{1T} \\ \vdots & & \vdots \\ f_{m1} & \dots & f_{mT} \end{bmatrix}$$

$$(3.5.4)$$

waarbij Z = de matrix van de genormeerde waarnemingen z_{it}
($i = 1, 2 \dots n$; $t = 1, 2 \dots T$)

A = de matrix van de aspecten a_j met bindingscoëfficiënten a_{ij} ($i = 1, 2 \dots n$; $j = 1, 2 \dots m$)

F = de matrix van de factoren met de elementen f_{jt} ($j = 1, 2 \dots m$; $t = 1, 2 \dots T$)

Door substitutie van (3.5.4) in (3.4.3) volgt het verband tussen de correlatie-matrix R van de genormeerde waarnemingen z_{it} en de matrix van de bindingscoëfficiënten A . Men krijgt dan:

$$R = \frac{ZZ'}{T} = \frac{AF(AF)'}{T} = A \frac{FF'}{T} A' = AA' \quad (3.5.5)$$

Het produkt FF'/T is namelijk een matrix van de correlatiecoëfficiënten tussen de factoren zelf. Daar ook deze factoren in een genormeerde vorm staan (dus een verwachtingswaarde nul en een variantie één hebben, zodat de factoren f_j een lengte \sqrt{T} krijgen) is de productmatrix:

$$FF' = \sum_t f_{jt} f'_{jt} = \text{TR}_{f_j f'_j} \quad (3.5.6)$$

Indien de factoren f_j niet gecorreleerd zijn, gaat $R_{f_j f'_j}$ over in een éénheidsmatrix zodat:

$$FF' = TI \quad (3.5.7)$$

In de hierna volgende paragraaf zal worden aangetoond, dat de aspecten a_j in een factor-model onafhankelijk zijn, omdat zij niets anders zijn, dan "geschaalde" eigenvectoren van de symmetrische, positief semi-definiëte matrix R . De eigen-vectoren v_j van deze matrix R verkrijgt men door oplossing van het bij R behorende systeem van homogene, karakteristieke vergelijkingen met de volgende eigenschappen:

- a. het inproduct van elke vector met zichzelf is gelijk aan één,

$$\sum_{i=1}^n v_{ij}^2 = 1 \quad (3.5.8)$$

- b. het inproduct van elke vector met een der overige vectoren is gelijk aan nul,

$$\sum_{i=1}^n v_{ij} v_{ik} = 0 \quad (3.5.9)$$

Deze eigenschap wordt weergegeven door de z.g. Kronecker delta δ welke de volgende vorm heeft:

$$\delta_{jk} = \sum_{i=1}^n v_{ij} v_{ik} = \begin{cases} 1 & \text{indien } j = k \\ 0 & \text{indien } j \neq k \end{cases} \quad (j, k = 1, 2, \dots, n) \quad (3.5.10)$$

Met betrekking tot (3.5.5) voldoet de aspectmatrix A aan de orthogonaliteitsvoorwaarde, als

$$\lambda_j \delta_{jk} = \sum_{i=1}^n a_{ij} a_{ik} = \begin{cases} \lambda_j & \text{indien } j = k \\ 0 & \text{indien } j \neq k \end{cases} \quad (j, k = 1, 2, \dots, n)$$

(3.5.11)

zodat

$$A'A = \lambda \quad (3.5.12)$$

waarbij λ een diagonaal-matrix is met de elementen λ_j ($j = 1, 2, \dots, m$) welke de eerste m karakteristieke wortels van de karakteristieke vergelijking omvatten.

Een ($n \times n$) correlatiematrix R bevat maximaal n eigenvectoren. De factor-analyse selecteert hieruit m eigenvectoren v_j , waarmee de genormeerde variabelen z_i volgens vergelijking (3.4.5) volledig beschreven kunnen worden. Het selecteren van de m eigenvectoren geschiedt op grond van de bij die eigenvectoren behorende m grootste eigenwaarden.

In paragraaf 3.6 zal worden aangetoond, dat de aspectvectoren a_j proportioneel zijn aan de eigenvectoren v_j . De proportionaliteitsverhouding is gelijk aan de wortel van de bij v_j behorende eigenwaarde λ_j , gedeeld door de wortel uit de som van de kwadraten van de elementen van de eigenvector v_j , waardoor aspect a_j de lengte $\sqrt{\lambda_j}$ krijgt. De relatie tussen de overeenkomstige elementen van de eigenvector v_j ($= v_{1j}, v_{2j}, \dots, v_{nj}$) en die van de aspecten a_j ($= a_{1j}, a_{2j}, \dots, a_{nj}$) heeft de volgende vorm:

$$a_{ij} = \frac{v_{ij} \sqrt{\lambda_j}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n v_{ij}^2}} \quad \begin{matrix} (i = 1, 2, \dots, n \\ j = 1, 2, \dots, m) \end{matrix} \quad (3.5.13)$$

zodat

$$\lambda_j = \sum_{i=1}^n a_{ij}^2 \quad (3.5.14)$$

De matrix A , berekend uit de bij de m eigenvectoren v_j behorende m eigenwaarden is een $n \times m$ matrix. Vergelijking (3.5.5) toont aan dat het product van AA' weer een correlatiematrix oplevert. Het product van AA' geeft echter de oorspronkelijke correlatiematrix R meestal niet exact weer. Dit heeft twee redenen:

- a. in de factor-analyse worden $(n - m)$ eigenvectoren buiten beschouwing gelaten, omdat de daarbij behorende eigenwaarden zo klein zijn, dat de desbetreffende aspecten geen informatie over de te onderzoeken variabelen bevatten.
- b. de m eigenwaarden, behorende bij de eigenvectoren v_j kunnen op verschillende manieren gerangschikt worden. Bij iedere andere rangschikking behoort een andere matrix van eigenvectoren of aspecten $V (= v_1, v_2, \dots, v_m)$ en overeenkomstig (3.5.13) dus ook een andere matrix A . Teneinde te voorkomen dat er verwarring ontstaat over de vraag of men in een gegeven situatie te doen heeft met de oorspronkelijke dan wel met de uit AA' bepaalde correlatiematrix, duidt men de laatstgenoemde meestal aan met R^* , zodat

$$AA' = R^* \quad (3.5.15)$$

Daar de factoranalyse zich primair richt op de matrix A , zal hierna uitvoerig worden ingegaan op welke wijze A wordt bepaald.

3.6 De oplossing van het model.

Het waarnemingsmateriaal, bestaande uit T waarnemingen per variabele z_i en samengebracht in de matrix

$$Z = \begin{bmatrix} z_1 \\ z_2 \\ \vdots \\ z_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} z_{11} & z_{12} & \dots & z_{1T} \\ z_{21} & z_{22} & \dots & z_{2T} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ z_{n1} & z_{n2} & \dots & z_{nT} \end{bmatrix} \quad (3.6.1)$$

wordt weergegeven door n vectoren in een T dimensionale ruimte. Deze weergave van de variabelen z_i door middel van n vectoren noemt men de vectorrepresentatie. De n vectoren spannen een $\min(n, T)$ dimensionale ruimte op, welke besloten ligt in de oorspronkelijke T dimensionale ruimte. De factoranalyse beoogt nu deze ruimte te reduceren tot een m ruimte van factoren f_j ($j = 1, 2, \dots, m$).

De reducering dient echter zodanig te geschieden, dat de belangrijkste samenhangen tussen de variabelen in de originele T ruimte worden opgenomen in de m dimensionale ruimte van de factoren.

Aangezien de invloed van de algemene factoren f_j op de onderscheiden variabelen z_i niet even groot is, zal de puntenwolk gevormd door de n punten z_i een zekere spreiding vertonen en de vorm van een ellipsoïde aannemen. De bepaling van de assen f_j ($j = 1, 2, \dots, m$) van de factorruimte geschiedt met behulp van de z.g. hoofdassenmethode.

Deze methode houdt in, dat de richting van de eerste hoofdas f_1 zodanig wordt gekozen, dat deze samenvalt met de richting van de grootste lengte van de puntenwolk. Vervolgens wordt de puntenwolk op een hypervlak geprojecteerd, dat loodrecht staat op deze eerste as.

De overblijvende spreiding van de genormeerde waarnemingen langs de overige factorassen van de puntenwolk, welke in

het desbetreffende hypervlak is geprojecteerd, is daarmee zo klein mogelijk geworden.

In de richting van de grootste lengte van deze geprojecteerde puntenwolk kiest men vervolgens een tweede hoofdas f_2 . De hierna overblijvende spreiding van de genormeerde waarnemingen van de puntenwolk wordt nu weer opnieuw op een ander hypervlak geprojecteerd, dat loodrecht staat op de zojuist bepaalde assen f_1 en f_2 . Gaat men op deze manier door dan verkrijgt men uiteindelijk n hoofdassen, welke de n dimensionale ruimte volledig opspannen. In de factor-analyse laat men echter de laatste ($n - m$) hoofdassen buiten beschouwing, omdat later zal blijken, dat de wezenlijke informatie reeds besloten ligt in de m dimensionale ruimte van de factoren f_j .

De variabelen z_i worden in de factor-analyse uitgedrukt als een functie van de factoren f_j , volgens:

$$z_i = a_{i1}f_1 + a_{i2}f_2 + \dots + a_{im}f_m \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

waarin de coëfficiënten a_{ij} coördinaten zijn van de punten z_i in de m dimensionale ruimte, welke door de factoren $f_1, f_2 \dots f_m$ worden opgespannen. Deze coördinaten zijn gelijk aan de projecties van z_i op de desbetreffende factor-assen f_j en vormen de reeds geïntroduceerde bindingscoëfficiënten.

De kwadraten van deze projecties of bindingscoëfficiënten geven aan in welke mate de varianties van de variabelen z_i door de betreffende gemeenschappelijke aspecten gebonden worden. De matrix A van de bindingscoëfficiënten wordt nu bepaald door de berekening van de achtereenvolgende kolomvectoren a_j ($j = 1, 2, \dots, m$).

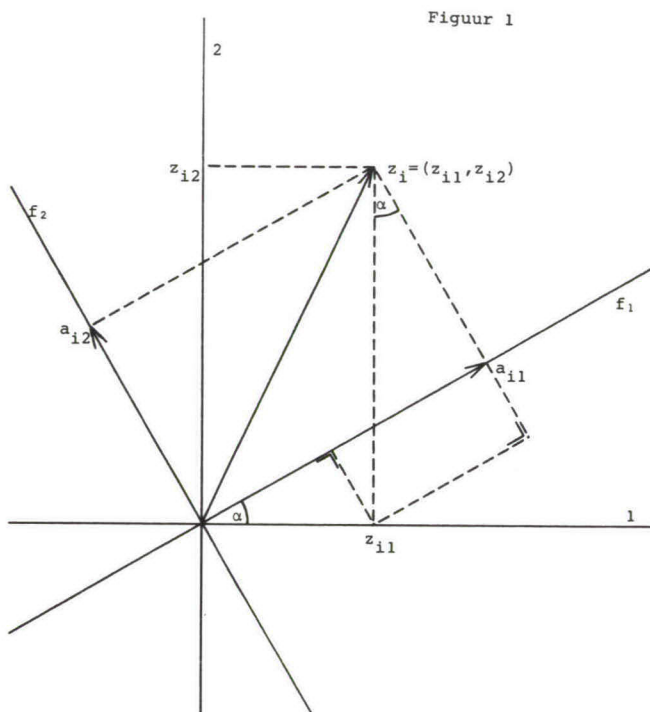
Het uitgangspunt voor de berekening van de eerste kolomvector van de bindingscoëfficiënten matrix A is het bepalen van de factor f_1 , door het totaal van alle gemeenschappelijke variantiecomponenten a_{ij}^2 ($i = 1, 2, \dots, n$)

zo groot mogelijk te maken; met andere woorden dat:

$$\sum_{i=1}^n a_{i1}^2 = a_{11}^2 + a_{21}^2 + \dots + a_{n1}^2 \quad (3.6.2)$$

in de eerste gemeenschappelijke factor f_1 maximaal wordt.

Ter illustratie van de berekeningsmethode volgt hierna figuur I met het punt $(z_i = z_{i1}, z_{i2})$ in een tweedimensionale waarnemingsruimte



In figuur I is de eerste hoofdas f_1 aangebracht, welke ligt in de richting van de grootste lengte van de puntenwolk. De projectie van punt (z_{i1}, z_{i2}) op deze hoofdas duiden we aan met a_{i1} .

De lengte van a_{i1} is nu gelijk aan:

$$a_{i1} = z_{i1} \cos \alpha + z_{i2} \sin \alpha \quad (3.6.3)$$

waarbij

$$\cos^2 \alpha + \sin^2 \alpha = 1 \quad (3.6.4)$$

Kwadratering en sommering van (3.6.3) leidt tot de vormen

$$a_{i1}^2 = z_{i1}^2 \cos^2 \alpha + 2z_{i1}z_{i2} \sin \alpha \cos \alpha + z_{i2}^2 \sin^2 \alpha \quad (3.6.5)$$

$$\sum_{i=1}^n a_{i1}^2 = \sum_{i=1}^n (z_{i1}^2 \cos^2 \alpha + 2 z_{i1}z_{i2} \sin \alpha \cos \alpha + z_{i2}^2 \sin^2 \alpha) \quad (3.6.6)$$

De hoek α welke bepalend is voor de richting van de grootste lengte-as f_1 van de puntenwolk, verkrijgt men door maximalisering van (3.6.6) met als nevenvoorwaarde vergelijking (3.6.4).

De oplossing verkrijgt men door toepassing van de Lagrange multiplicator, stel:

$$Y = \sum_{i=1}^n (z_{i1}^2 \cos^2 \alpha + 2z_{i1}z_{i2} \sin \alpha \cos \alpha + z_{i2}^2 \sin^2 \alpha) - \lambda (\cos^2 \alpha + \sin^2 \alpha - 1) \quad (3.6.7)$$

waarbij λ de Lagrange multiplicator voorstelt.

Bepaalt men nu de partiële afgeleiden van deze vorm naar respectievelijk $\cos \alpha$ en $\sin \alpha$, dan wordt (3.6.7) maximaal, indien:

$$\frac{\delta y}{\delta \cos \alpha} \equiv \sum_{i=1}^n (z_{i1}^2 \cos \alpha + z_{i1} z_{i2} \sin \alpha) - \lambda \cos \alpha = 0 \quad (3.6.8)^1)$$

$$\frac{\delta y}{\delta \sin \alpha} \equiv \sum_{i=1}^n (z_{i1} z_{i2} \cos \alpha + z_{i2}^2 \sin \alpha) - \lambda \sin \alpha = 0 \quad (3.6.9)^1)$$

Men kan vergelijking (3.6.5), (3.6.6), (3.6.8) en (3.6.9) tezamen als volgt in matrixvorm weergeven

$$a_{i1}^2 = \begin{bmatrix} \cos \alpha & \sin \alpha \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{i1}^2 & z_{i1} & z_{i2} \\ z_{i1} & z_{i2} & z_{i2}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \cos \alpha \\ \sin \alpha \end{bmatrix} \quad (3.6.10)$$

$$\sum_{i=1}^n a_{i1}^2 = \begin{bmatrix} \cos \alpha & \sin \alpha \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^n z_{i1}^2 & \sum_{i=1}^n z_{i1} & \sum_{i=1}^n z_{i2} \\ \sum_{i=1}^n z_{i1} & \sum_{i=1}^n z_{i2} & \sum_{i=1}^n z_{i2}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \cos \alpha \\ \sin \alpha \end{bmatrix} \quad (3.6.11)$$

$$\begin{bmatrix} \sum_{i=1}^n z_{i1}^2 & \sum_{i=1}^n z_{i1} & \sum_{i=1}^n z_{i2} \\ \sum_{i=1}^n z_{i1} & \sum_{i=1}^n z_{i2} & \sum_{i=1}^n z_{i2}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \cos \alpha \\ \sin \alpha \end{bmatrix} - \lambda \begin{bmatrix} \cos \alpha \\ \sin \alpha \end{bmatrix} = 0 \quad (3.6.12)$$

1) De factor 2 is in beide afgeleiden weggelaten.

Daar

$$\begin{bmatrix} \sum_{i=1}^n z_{i1}^2 & \sum_{i=1}^n z_{i1} z_{i2} \\ \sum_{i=1}^n z_{i1} z_{i2} & \sum_{i=1}^n z_{i2}^2 \end{bmatrix} = R \quad (3.6.13)$$

gaat (3.6.12) over in:

$$[R - \lambda I] \begin{bmatrix} \cos \alpha \\ \sin \alpha \end{bmatrix} = 0 \quad (3.6.14)$$

In vergelijking (3.6.14) is λ de eigenwaarde en de

kolomvector $\begin{bmatrix} \cos \alpha \\ \sin \alpha \end{bmatrix}$

de daarbij behorende eigenvector v_1 . Deze laatste bepaalt de coördinaten van de variabelen op de eerste hoofdas f_1 .

Vergelijking (3.6.14) gaat derhalve over in de karakteristieke vergelijking:

$$(R - \lambda I) v_1 = 0 \quad (3.6.15)$$

Hieruit volgt:

$$R v_1 - \lambda I v_1 = 0 \quad (3.6.16)$$

of

$$R v_1 = \lambda v_1 \quad (3.6.17)$$

Vermenigvuldigt men (3.6.17) voor met v_1' dan verkrijgt men overeenkomstig (3.6.11)

$$\sum_{i=1}^n a_{i1}^2 = v_1' R v_1 = v_1' \lambda v_1 = \lambda \quad (3.6.18)$$

daar v_1 een eigensector van de symmetrische matrix R en derhalve lineair onafhankelijk is, zodat

$$v_1^T v_1 = 1 \quad (3.6.19)$$

Vergelijking (3.6.18) toont aan dat $\sum_{i=1}^n a_{i1}^2$ een eigenwaarde is. Indien men nu $\sum_{i=1}^n a_{i1}^2$ wil maximaliseren, moet men voor λ de grootste eigenwaarde van de matrix R kiezen. Door deze keuze heeft men dan de coördinaten van de variabelen op de eerste hoofdas f_1 bepaald.

Uit de vergelijkingen (3.6.2) en (3.6.18) blijkt - indien men de grootste eigenwaarde van R aanduidt met λ_1 - dat

$$\lambda_1 = \sum_{i=1}^n a_{i1}^2 \quad (3.6.20)$$

hetgeen gelijk is aan de te maximaliseren som van de kwadraten van de elementen van de eerste kolomvector van matrix A . De individuele bindingscoëfficiënten a_{i1} van deze eerste kolomvector a_1 verkrijgt men door elk element van de eigenvector v_1 te vermenigvuldigen met $\sqrt{\lambda_1}$ en vervolgens deze producten te delen door de wortel uit de som van de gekwadrateerde elementen van de eigenvector v_1 (zie vergelijking (3.5.13)). De eerste kolomvector van aspectmatrix A is dus in feite niets anders dan de op "schaal" gebrachte eigenvector v_1 .

Vervolgens kan men overgaan tot het zoeken van de tweede hoofdas, welke loodrecht op f_1 komt te staan. Dit is eveneens weergegeven in figuur I op blz. 99.

In de figuur is behalve de eerste hoofdas f_1 en het punt (z_{i1}, z_{i2}) ook de tweede hoofdas getekend welke is aangegeven met f_2 .

De bepaling van de richting van f_2 geschiedt analoog aan die van f_1 , echter nu onder twee nevenvoorwaarden.

De berekening gaat uit van de volgende vergelijkingen:

$$a_{i2} = z_{i1} \sin \alpha + z_{i2} \cos \alpha \quad (3.6.21)$$

en

$$\cos^2 \alpha + \sin^2 \alpha = 1 \quad (3.6.22)$$

De te maximaliseren vergelijking heeft dan de volgende gedaante:

$$\sum_{i=1}^n a_{i2}^2 = v_2' R v_2 \quad (3.6.23)$$

onder de nevenvoorwaarden:

$$v_2' v_2 = 1 \quad (3.6.24)$$

en

$$v_2' v_1 = 0 \quad (3.6.25)$$

Toepassing van de methode van de Lagrange multiplicator op (3.6.23) geeft de vorm:

$$v_2' R v_2 - \lambda (v_2' v_2 - 1) - \mu v_2' v_1 \quad (3.6.26)$$

Differentieert men (3.6.26) respectievelijk naar v_2' en v_1 , dan krijgt men:

$$(R - \lambda I) v_2 - \mu v_1 = 0 \quad (3.6.27)$$

en

$$\mu v_2' = 0 \quad (3.6.28)$$

waaruit volgt:

$$\mu = 0 \quad (3.6.29)$$

en

$$(R - \lambda I) v_2 = 0 \quad (3.6.30)$$

Gegeven de voorwaarde in (3.6.24) is λ een eigenwaarde en v_2 de daarbij behorende eigenvector. Wil men nu $\sum_{i=1}^n a_{i2}^2$ maximaliseren, dan moet men voor λ weer de grootste eigenwaarde kiezen van R nadat deze eerst in rang is verlaagd voor λ_1 . Dit geschiedt door R te verminderen met het product van de eerste kolomvector a_1 van matrix A met zijn getransponeerde.

Duidt men de gereduceerde matrix R aan met R_1 dan is:

$$R_1 = R - a_1 a_1' \quad (3.6.31)$$

Duidt men λ uit (3.6.30) aan met λ_1 , dan is deze laatste de grootste eigenwaarde van R_1 en de op een na grootste van R . Heeft men vervolgens de individuele bindingscoëfficiënten a_{i2} ($i = 1, 2, \dots, n$) berekend overeenkomstig (3.5.13), dan is daarmee de tweede kolomvector van A en het aspect a_2 bepaald.

Door op analoge wijze alle andere hoofdassen te bepalen is het op te lossen stelsel uiteindelijk gelijk aan:

$$[R] [v_1, v_2, \dots, v_n] = \begin{bmatrix} \lambda_1 & & & \\ & \lambda_2 & & \\ & & \ddots & \\ & & & \lambda_n \end{bmatrix} [v_1, v_2, \dots, v_n] \quad (3.6.32)$$

onder de nevenvoorwaarde

$$VV' = I$$

(3.6.33)

In de praktijk van de factor-analyse berekent men echter niet alle eigenwaarden en dus ook niet alle eigenvectoren, maar slechts m daarvan.

Een exact criterium om te bepalen bij welke waarde van λ men kan ophouden, is er niet. Dit hangt af van het inzicht van de onderzoeker en de aard van het probleem.

In het algemeen kan men zich bij de beoordeling om geen verdere eigenwaarden meer te berekenen door twee overwegingen laten leiden:

- a. een λ in een snel afdalende reeks van hoge naar lage eigenwaarden, welke kleiner wordt dan één, draagt vrijwel niets meer bij tot de verhoging van de gemeenschappelijke variantiecomponenten h_i^2 ($i = 1, 2, \dots, n$) van de tot dat aspect behorende variabelen.

Bovendien bevat in zo'n geval het bij een desbetreffende λ behorend aspect meestal ook geen interpreteerbare samenhang tussen de daarin voorkomende variabelen.

- b. een λ in een langzaam afnemende reeks van hogere naar lagere eigenwaarden, welke kleiner wordt dan één, verhoogt evenmin de gemeenschappelijke variantiecomponenten h_i^2 , maar het daarbij behorende aspect bezit vaak nog wel een interpreteerbare samenhang tussen de daarin voorkomende variabelen. Om deze laatste reden dient een dergelijke $\lambda < 1$ en het daarbij behorende aspect nog wel te worden berekend.

Heeft men de beschikking over een computer, dan berekent men meestal alle λ , zodat men achteraf kan bepalen welke λ men nog in het verdere onderzoek opneemt en welke niet meer.

Om na te gaan of er geen essentiële informatie verloren is gegaan heeft men als controle-vergelijking

(3.5.15). De matrix A vermenigvuldigd met zijn getransponeerde A' moet ten naaste bij weer matrix R opleveren.

3.7 Interpretatie van de aspecten.

Voor de factor-analyse is matrix A het belangrijkste. Elke kolom van A bevat een geheel van bindingscoëfficiënten, welke aangeven in welke mate de variabelen gerelateerd zijn aan de factoren f_j ($j = 1, 2, \dots, m$).

Meestal drukt men de bindingscoëfficiënten uit in hun kwadraten, zodat men de coëfficiënten over de rijen kan lezen als procentuele variantieaandelen in de gemeenschappelijke variantiecomponent h_i^2 hetgeen over het algemeen een gemakkelijker manier van uitdrukken is.

De tabel welke matrix A weergeeft kan op tweeërlei manieren worden geïnterpreteerd namelijk vertikaal en horizontaal. Kolomsgewijze geeft de matrix in elke kolom een bepaald bewegingspatroon tussen de participerende variabelen weer; rijgewijs geeft de matrix aan in welke mate de afzonderlijke aspecten de onderscheiden variabelen z_i ($i = 1, 2, \dots, n$) beïnvloeden.

Een voorbeeld van een fictieve aspectentabel met 2 aspecten is weergegeven in de navolgende tabel.

variabelen	bindingspercentages		bindingssom $h_1^2/100$
	aspect a_1	aspect a_2	
a	8^2_+	5^2_+	0,89
b	4^2_+	7^2_-	0,65
c	10^2_+	0	1,00
d	0	10^2_-	1,00
e	6^2_-	8^2_+	1,00
f	2^2_+	1^2_-	0,05
g	5^2_-	8^2_-	0,89
eigenwaarde $\Sigma a_{ij}^2/100$	2,45	3,03	5,48

Beide aspecten geven elk een verschillend bewegingspatroon van de betrokken variabelen weer. In aspect a_1 blijkt dat variabele d niet door de met dit aspect corresponderende factor wordt beïnvloed; hetzelfde geldt voor variabele c in aspect a_2 . In aspect a_1 staan de eerste drie variabelen en variabele f in een positief en de variabelen e en g in een negatief verband ten opzichte van de overige variabelen. Daar de variantie van variabele c volledig door factor f_1 wordt gebonden kan men variabele c in de plaats stellen van factor f_1 ; d.w.z. dat men in staat is deze niet waarneembare factor te identificeren door variabele c. Zodoende kan men zeggen, dat het bewegingspatroon van de variabelen in aspect a_1 beheerst wordt door het gedrag van variabele c. Neemt in a_1 de variabele c met bijvoorbeeld 10% toe, dan zullen de variabelen a, b en f eveneens toenemen en de variabelen e en g tegelijkertijd afnemen, allen overeenkomstig hun variantieverhouding ten opzichte van die van c. Varia-

bele d zal daarentegen niet worden beïnvloed door veranderingen in c , omdat d niet aan f_1 is gebonden. Op soortgelijke wijze kan men nu aspect a_2 interpreteren, waarin variabele d domineert, zodat d opgevat kan worden als de identificator van f_2 .

De bindingscoëfficiënten a_{ij} ($i = 1, 2, \dots, n$; $j = 1, 2, \dots, m$) geven niet alleen aan in welke mate maar ook in welke richting een bepaalde variabele door het desbetreffende aspect worden gebonden. De richting wordt aangegeven door het teken van de bindingscoëfficiënten. Het positieve of negatieve teken van de bindingscoëfficiënten duidt aan in welke richting de desbetreffende variabele zich beweegt ten opzichte van de andere variabelen uit hetzelfde aspect. Variabelen, waarvan de bindingscoëfficiënten gelijke tekens hebben bewegen zich in dezelfde richting; variabelen, waarvan de coëfficiënten een tegengesteld teken hebben bewegen zich in tegengestelde richting t.o.v. elkaar. Heeft een variabele in een of ander aspect een bindingscoëfficiënt, welke zeer klein of gelijk aan nul is, dan wordt die variabele door dat aspect niet beïnvloed.

Telt men de bindingspercentages (dus de kwadraten van de bindingscoëfficiënten) uit een bepaald bewegingspatroon kolomsgewijs bij elkaar op, dan verkrijgt men de bij dat aspect behorende eigenwaarde, indien de som gedeeld wordt door honderd.

Telt men de bindingspercentages van de variabelen uit beide aspecten rijgewijs op dan verkrijgt men voor elke variabele het totaal van de gemeenschappelijke variantie h_i^2 dat door deze twee aspecten is gebonden. De variantie van variabele a is voor 89% aan deze beide aspecten gebonden; variabele f daarentegen voor slechts 5%.

In het voorgaande is gedaan of er uit R slechts één matrix A is, welke voldoet aan de voorwaarde $R^* = AA'$. In werkelijkheid zijn er een oneindig aantal matrices A bestaanbaar, welke allen aan de gestelde voorwaarde voldoen.

Men behoeft deze echter niet alle uit R te berekenen, omdat zij gemakkelijk door draaiing van het assenstelsel uit de matrix A van de beginspecten kunnen worden afgeleid. Het doel van het draaien van de factorassen is om tot een betere interpretatie van de bewegingspatronen der betrokken variabelen te komen. Het is meestal zo, dat de kolommen van A , welke men heeft verkregen door successievelijk de opeenvolgende eigenwaarden en de daarbij behorende eigenvectoren te berekenen, voor een onderzoeker geen bruikbare interpretatie opleveren. Daarom roteert men deze beginmatrix A zodanig om zijn assen totdat men een aantal interpreteerbare bewegingspatronen heeft verkregen. Dit zijn dan de zogenaamde eindaspecten.

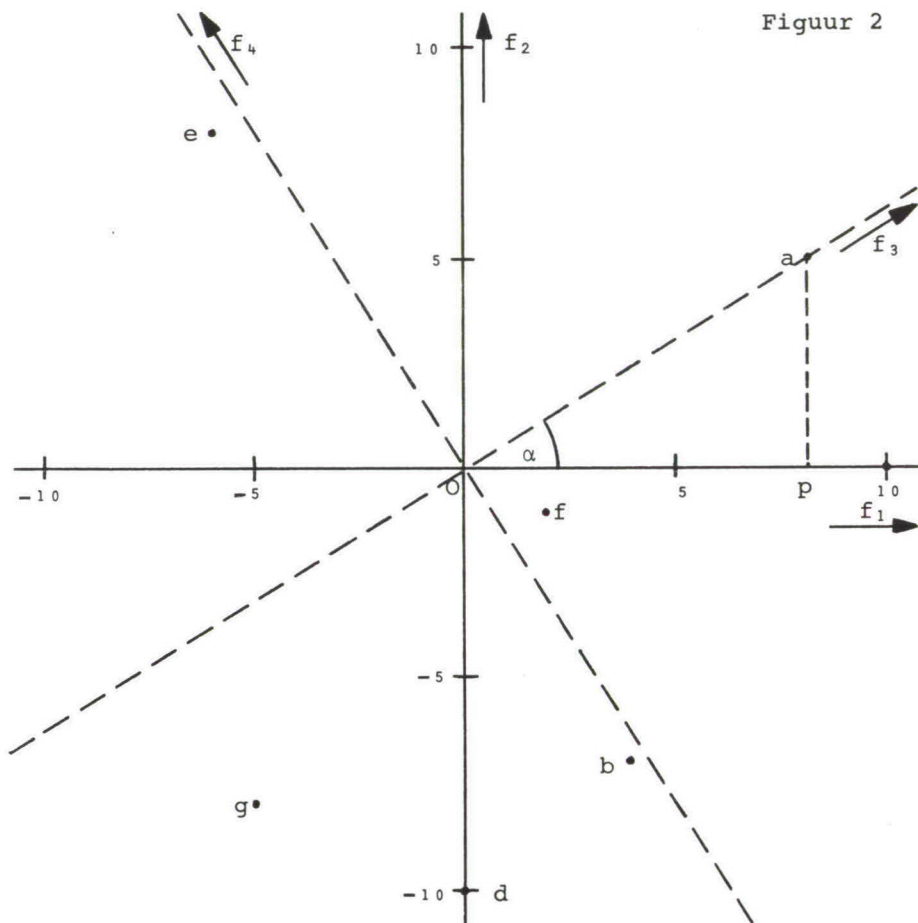
In de uiteindelijke tabel van matrix A zijn de oorspronkelijke kolomvectoren vervangen door de vectoren van de eindaspecten. Deze matrix noemt men dan de eindaspectentabel.

De overwegingen, waardoor de onderzoeker zich laat leiden bij het draaien van de aspectassen, hoeven niet uitsluitend gericht te zijn op het verkrijgen van de meest logische interpretatie van het bewegingspatroon. Het kan ook heel goed zijn, dat men wil weten, in welke mate de variabelen onderling samenhangen, indien een bepaalde variabele een dominerende positie gaat innemen.

Om te laten zien hoe men de aspecten a_1 en a_2 uit de voorgaande tabel door draaiing van het assenstelsel van de factoren f_1 en f_2 transformeert tot twee nieuwe aspecten a_3 en a_4 (welke a_1 en a_2 gaan vervangen) en waarbij a_1 in een van de nieuwe aspecten gaat domineren, zijn in figuur 2 de aspecten a_1 en a_2 grafisch weergegeven.

Draaiing van factor f_1 en f_2 , waarbij variabele a domineert.

Figuur 2



In driehoek Opa: $Op = 8$

$$ap = 5 \quad Oa = \sqrt{8^2 + 5^2} = \sqrt{89}$$

$$\cos \alpha = \frac{Op}{Oa} = \frac{8}{\sqrt{89}} = 0,848$$

$$\sin \alpha = \frac{ap}{Oa} = \frac{5}{\sqrt{89}} = 0,530$$

De factoren f_1 en f_2 zijn weergegeven in een rechthoekig assenstelsel, omdat zij orthogonaal zijn.

De variabelen worden weergegeven door punten, waarvan de plaats is bepaald door de projecties op de f_1 en f_2 as. Stel dat men wil weten hoe de beweginspatronen van de variabelen er uit gaan zien, als in één daarvan variabele a een dominerende positie gaat innemen. Men legt dan een nieuwe as door a en tekent daarop loodrecht een andere factoras. Duidt men de nieuwe as door a aan met f_3 en de as loodrecht daarop met f_4 , dan kan men van elke variabele weer de projecties op f_3 en f_4 bepalen, waardoor men a_1 en a_2 overvoert in a_3 en a_4 .

Men kan a_1 en a_2 ook direct transformeren in a_3 en a_4 met behulp van de transformatie-matrix.

De ontwikkeling van een nieuwe bindingscoëfficiëntenmatrix A geschiedt dan door de kolommen van de beginmatrix telkens twee aan twee te vervangen door twee nieuwe, welke laatsten ontstaan zijn door de beide oude aspecten achter te vermenigvuldigen met een orthogonale transformatie-matrix, van de volgende vorm:

$$\begin{bmatrix} \cos \alpha & - \sin \alpha \\ \sin \alpha & \cos \alpha \end{bmatrix} \quad (3.7.2)$$

indien men de assen orthogonaal draait tegen de richting van de wijzers van de klok in. Draait men daarentegen de aspectassen met de wijzerichting van de klok mee, dan ziet de vorm van de rotatiematrix er als volgt uit:

$$\begin{bmatrix} \cos \alpha & \sin \alpha \\ - \sin \alpha & \cos \alpha \end{bmatrix} \quad (3.7.3)$$

waarbij α de draaiingshoek aangeeft van het nieuwe assenstelsel met het oude.

Een numerieke uitwerking met de gegevens van tabel 3.7.1 is weergegeven in de navolgende tabel 3.7.4.

Transformatie tabel

(3.7.4)

Transformatie van de aspecten a_1 en a_2 in a_3 en a_4 indien var. a domineert, door middel van de coördinaten-transformatie-matrix.

$$\begin{array}{c}
 \begin{array}{cc}
 a_1 & a_2 \\
 a \begin{bmatrix} 8 & 5 \\ 4 & -7 \\ 10 & 0 \\ 0 & -10 \\ -6 & 8 \\ 2 & -1 \\ -5 & -8 \end{bmatrix} \\
 b \\
 c \\
 d \\
 e \\
 f \\
 g
 \end{array}
 \end{array}
 * \begin{bmatrix} \cos \alpha & -\sin \alpha \\ \sin \alpha & \cos \alpha \end{bmatrix} =
 \begin{array}{cc}
 a_3 & a_4 \\
 a \begin{bmatrix} 9,4 & 0,0 \\ -0,3 & -8,1 \\ 8,5 & -5,3 \\ -5,3 & -8,5 \\ 0,8 & 9,9 \\ 1,2 & -1,9 \\ -8,5 & -4,1 \end{bmatrix} \\
 b \\
 c \\
 d \\
 e \\
 f \\
 g
 \end{array}$$

Op overeenkomstige wijze kan men steeds twee aspecten uit een matrix A transformeren tot twee nieuwe aspecten. Heeft men een vrij groot aantal beginsaspecten dan loopt het aantal rotaties vrij snel op.

HOOFDSTUK IV. FACTORANALYSE ALS DETECTOR VAN NIEUW INZICHT IN HET ECONOMISCH GEBEUREN.

4.1. Regressieanalyse versus factoranalyse.

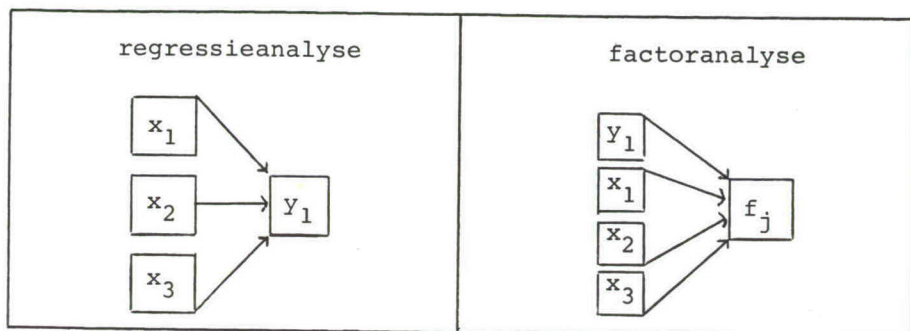
De methode van de regressieanalyse en die van de factoranalyse verschillen fundamenteel in werkwijze. In de regressieanalyse komt men op grond van bestaande kennis tot een causaal verband tussen één of meer onafhankelijke variabelen x_i ($i = 1, 2, \dots, n$) en een afhankelijke variabele y . Hierbij wijst men *à priori* de oorzakelijke grootheden (x_i) aan die een verklaring moeten geven voor een bepaald gevolg (y).

In de factoranalyse daarentegen zoekt men naar het grondpatroon van de samenhang tussen een aantal variabelen. Deze omvatten - in termen van de regressieanalyse - zowel onafhankelijke als afhankelijke variabelen. Dit grondpatroon voorgesteld door één of meerdere factoren f_j , geeft dan de afhankelijkheidsstructuur tussen deze variabelen weer. De factoren f_j stellen als zodanig dan ook *à posteriori* (berekende) grootheden voor welke de te onderzoeken variabelen van buiten af beïnvloeden. Deze factoren veroorzaken diensgevolge als het ware een bepaalde samenhang tussen die variabelen. Hierbij wordt *à priori* geen onderscheid gemaakt tussen exogene en endogene variabelen zoals dat in regressieanalyse gebeurt, maar worden alle in aanmerking komende variabelen op eenzelfde wijze in het onderzoek betrokken.

Schematisch kan men het onderscheid in berekeningswijze tussen regressie- en factoranalyse aan de hand van een regressiemodel, bestaande uit de vergelijking

$$y_1 = f_1(x_1, x_2, x_3) \quad (4.1.1)$$

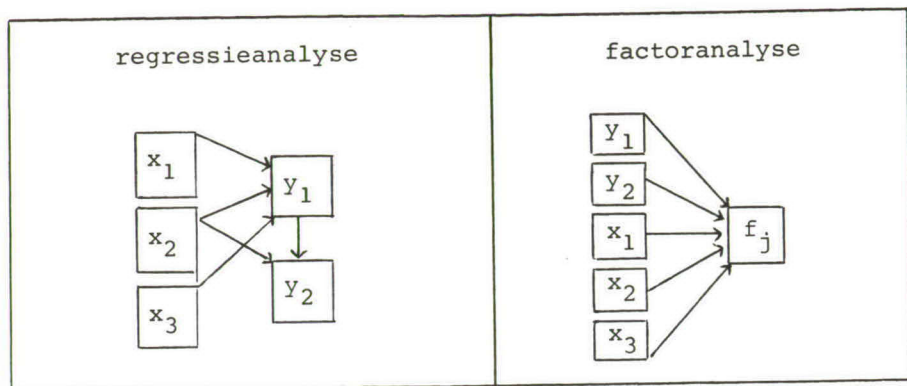
als volgt weergeven:



In geval van meerdere afhankelijke variabelen ontstaat er in de regressieanalyse een systeem van vergelijkingen. Toevoeging van nieuwe afhankelijke variabelen aan (4.1.1) betekent hierbij steeds, dat de dimensie van de oorspronkelijke variabelenruimte wordt verhoogd. Verhoging van het aantal variabelen in de factoranalyse daarentegen leidt niet noodzakelijkerwijs tot een opvoering van de dimensie van de reële vectorruimte welke wordt opgespannen door de factoren f_j , welke factoren te beschouwen zijn als lineaire combinaties van alle variabelen. Het voorgaande wordt nader geïllustreerd met het pijlenschema, dat behoort bij het uit (4.1.1) door aanvulling met een nieuwe afhankelijke variabele ontstane model,

$$\begin{aligned}
 y_1 &= f_1 (x_1, x_2, x_3) \\
 y_2 &= f_1 (y_1, x_1)
 \end{aligned}
 \tag{4.1.2}$$

Uit de specificatie van (4.1.2) volgt, dat ten opzichte van (4.1.1) het aantal factoren van het factormodel niet hoeft toe te nemen, in tegenstelling tot het aantal vergelijkingen van het regressiemodel.



Ondanks verschil in werkwijze vullen factoranalyse en regressieanalyse elkaar goed aan. Is de laatste vooral gericht op de verklaring van vooraf veronderstelde relaties, de factoranalyse is een belangrijk hulpmiddel om nog niet bedachte samenhangen tussen de te onderzoeken variabelen op te sporen. Hiermede kan deze analysevorm een belangrijke ondersteunende bijdrage leveren tot reeds bestaande theoretische opvattingen of een aanzet geven tot een nieuw systeem van hypothesen ter verklaring van waargenomen feiten of verschijnselen.

4.2. Procedure voor het opstellen van deelruimten.

Om geen enkele mogelijke theoretische verklaring van de samenhangen tussen de in het besproken model voorkomende variabelen te veronachtzamen, zal er een factoranalyse worden toegepast op het geheel van deze variabelen. Ook variabelen welke in het regressiemodel niet zijn opgenomen omdat zij geen significante coëfficiënten hadden zullen dus in de factoranalyse worden betrokken. Een praktische moeilijkheid bij de toepassing van deze methode ligt in het feit, dat een systeem met een groot aantal variabelen een zeer groot aantal oplossingen oplevert. Is namelijk het aantal variabelen n en het aantal significante factoren m ,

dan bedraagt het aantal mogelijke combinaties van eindaspecten $\binom{n}{m} = \frac{n!}{m!(n-m)!}$. Om de analyse tot hanteerbare proporties terug te brengen werd de volgende procedure gevolgd.

In de eerste plaats wordt de verzameling van $\binom{n}{m}$ mogelijke combinaties opgesplitst in n deelverzamelingen welke elk een eigen eerste eindaspect hebben. De eerste eindaspecten van deze n deelverzamelingen zijn weergegeven in tabel 4.2.1 en tabel 4.2.2. Deze tabellen geven voor elk eerste eindaspect de bindingspercentages met zichzelf en met de overige variabelen weer. Door in elke kolom slechts rekening te houden met de naar verhouding tot de betreffende eigenwaarde hoge bindingspercentages kan voor elk van de n deelverzamelingen de dimensie van de waarnemingsruimte veelal beperkt worden. Komt bij toepassing van dit criterium een variabele te vervallen, welke op grond van economische overwegingen een nauwe binding met het beschouwde eindaspect zou moeten hebben, dan wordt deze alsnog als dimensie in de waarnemingsruimte opgenomen. Uitgaande van de door de uiteindelijk gekozen variabelen opgespannen waarnemingsruimte wordt tenslotte een factoranalyse uitgevoerd, waarin het aantal variabelen aanmerkelijk kleiner is dan in de oorspronkelijke factoranalyse. Het aantal significante factoren in deze ruimte is dientengevolge ook aanzienlijk kleiner dan het aantal factoren in de oorspronkelijke ruimte. Zodoende is dus het probleem tot hanteerbare proporties teruggebracht. In het volgende is deze procedure toegepast op enkele belangrijke economische variabelen, te weten, de investeringen, de consumptie, de overheidsbestedingen en de prijzen.

4.3. Investerings.

De variabelen welke in de kolom van de investeringen van tabel 4.2.1 belangrijke bindingscoëfficiënten vertonen, kunnen worden onderverdeeld in een tweetal groepen.

TABEL 4.2.1.1. Eerste eindaspecten (waarden en prijzen)

variabele nr.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
nr. symbol	bnp _m	V _t ⁺	C	I	X	B ^x _O	N	B	M	L _t ^B	Z _t ^B	Z	L	L _L	S	S ^B	Z ^B	Δw	i
1 bnp _m	99	68	57	51	43	46	28	28	38	49	42	64	72	-29	48		13	-8	16
2 V _t ⁺	66	96	63	53	23	35	46	48	77	25	54	45	44	-32	18	17		-12	
3 C	57	64	98	47	15	31	38	8	42	62	23	13	73	-45		6		-17	10
4 I	50	52	46	96	19	22	39	6	42	22	46	39	45	-11	13	8		-51	
5 X	42	23	15	19	97	78			8	24		20	34	-22	22	-8	20		34
6 B ^x _O	46	36	31	23	79	99			16	26	6	20	41	-20	14	-10	7	-14	14
7 N	27	46	37	40			98	21	70		30	20	27	-22	6	11	-10	-25	
8 B	27	49	8	6	6		21	98	58		37	29	7	-17	30	28	17		
9 M	38	79	43	43	8	16	71	59	99	6	44	26	29	-38	10	22		-12	
10 L _t ^B	49	25	63	22	24	26			6	99	13		77	-33			24		30
11 Z _t ^B	41	54	22	46			30	37	43	12	97	54	20		30	49		-13	
12 Z	61	44	13	39	19	19	20	28	25		53	96	16		75			-9	
13 L	71	45	73	45	35	41	27	7	29	77	20	16	98	-51	10		11	-11	36
14 L _L	-29	-33	-45	-11	-22	-20	-22	-17	-38	-33			-51	98			-21		-45
15 S	48	18		14	22	14	6	30	10		31	78	10		98		8		
16 S ^B		17	6	8	-8	-10	11	28	22		49					97			
17 Z ^B	13				20	7	-10	18		23			11	-21	8		98	30	50
18 Δw	-8	-11	-16	-51		-13	-25		-11		-13	-9	-10				29	96	
19 i	16		10		33	14				29			35	-44			49		96
20 i ₋₁	-11	-24	-19	-51		-7	-29		-27		-25	-10	-11				10	69	
21 l	59	22	47	18	40	32	7		8	78	6	10	83	-53	11		29		51
22 G ₋₁	9	7	32	30	6	13	9	-19		13			17			-7	-17	-37	
23 (x ^E -a)	24	40	8	40	29	20	7	17	27		22	50			22			-8	
24 Δp _C	28	29	42	24		15	66	11	47	12	7		45	-38			-21	13	
25 p _C	37	32	21		13	13	16	59	36	19	10	9	33	-53	19		46	8	35
26 p _b	31	23	9		22	17		48	16	16	10	12	17	-21	24		73		35
27 p _b	24	21			31	17		55	16	10	8	10	11	-20	24		71	11	39
28 (p _b -p _b ⁽¹⁾)	9		16							11			9				-8		
29 (p _b -p _b ⁽¹⁾) ₋₁		-12				-27	-23	-35	11	-8				8					9
30 p _i	7				29	9	-13	24		9				-13	12		79	28	44
31 p _{i-1}	-12	-21	-44	-28	6		-36		-22	-14	-14		-19			-13			26
32 p _m	28	29	9		21	15		65	29	12	12	10	17	-31	20	7	66	7	37
33 p _{m-t}					23	7	-13	31						-8	15		75	33	32
34 p _v ⁽¹⁾	34	26	13		22	15		58	24	20	10	9	25	-40	22		74	10	45
35 p _{m-v} ⁽¹⁾	33	45	22	13	13	16	15	65	50	11	20	13	23	-33	16	9	38		26
36 p _x	21	10			32	13		31	6	24			21	-30	15		81	15	59
37 p _{x-1}	-11	-28	-40	-33	6		-60	-38		-18		-16				-11	10	40	
38 dY	-47	-34	-24		-16	-14	-11	-56	-31	-31	-17	-14	-42	45	-24	-10	-56		-40
39 dY ₁			10	17			36	-8					6				-38	-63	
Eigenwaarden	12,13	11,63	10,02	8,68	7,82	7,14	8,37	10,03	10,46	7,78	7,45	6,76	10,95	8,76	6,06	3,13	10,70	6,82	7,96

20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	var. nr.
i_{-1}	1	G_{-1}	(x^E-a)	δP_C	P_C	P_D	P_D'	(P_D-P_D')	$(P_D-P_D')_{-1}$	P_1	P_{1-1}	P_m	P_{m-1}	$P_{v'}$	$P_{m-v'}$	P_K	P_{K-1}	d^Y	d^Y_{-1}	
-12	59	9	24	28	38	31	24	10		7	-12	28		33	34	21	-12	-47		1
-24	21	7	39	28	32	22	20		-11		-21	28		25	44	9	-27	-33		2
-20	47	33	8	42	21	9		16			-45	9		12	22		-41	-24	10	3
-53	17	30	38	23							-28				13		-32		17	4
	39	6	28		13	22	30			29	6	20	22	21	13	31	6	-16		5
- 8	32	13	20	15	13	17	17			9		15	7	15	16	13		-14		6
-31	7	9	7	65	16				-27	-13	-37		-13		15		-60	-11	36	7
		-20	16	11	59	48	55		-23	24		64	31	57	65	31		-56	- 8	8
-29	8		27	47	37	16	16		-35		-23	29		24	51	6	-38	-32		9
	79	14		12	19	16	10	11	11	9	-14	12		20	11		-31			10
-26	6		22	7	9	10	8		- 8		-14	12		9	20		-18	-17		11
-10	9		48		9	12	10					10		9	13			-13		12
-12	83	17		45	33	17	11	9			-20	17		25	23	21	-16	-42	6	13
	-53			-37	-53	-20	-20		8	-13		-31	- 8	-39	-33	-30		45		14
	11		22		19	24	24			12		20	14	21	16	15		-24		15
		- 7									-13	7		9			-11	- 9		16
10	29	-17			46	73	71			80		65	74	72	38	80	10	-56	-38	17
71		-37	- 8	-21	8		11	- 8		28	26	6	32	10		14	39		-63	18
	50			13	34	34	38		9	43		36	31	44	26	58		-39		19
<u>93</u>		-12	- 8	-25				- 7		9	45		10		-12		56		-40	20
	<u>99</u>	<u>8</u>		22	37	20	16			16		18	8	32	14	35		-46		21
-12	7	<u>95</u>	8	6	-11	-17	-23		7	-30	-16	-22	-42	-19	- 9	-21	-17	11	29	22
- 8		<u>8</u>	<u>99</u>				9					6			8					23
-27	22	6		<u>99</u>	<u>35</u>	9		23	-14		-38	12		15	33		-51	-29	44	24
	36	-11		35	<u>98</u>	63	57	8	-10	34		73	36	84	69	53		-92		25
	20	-18		9	63	<u>92</u>	87	16		63		93	65	89	81	74		-74	-13	26
	16	-23	8		57	87	<u>98</u>			81		91	82	85	68	82		-65	-29	27
- 7				22	8	16		<u>97</u>			-32	6		8	16		-22	-11	15	28
	9	16	-31		-14	-10			<u>98</u>						-11					29
					34	62	80			<u>97</u>	15	64	93	64	32	87	25	-42	-53	30
46		-16		-37				-31		14	<u>96</u>		18		-12		86		-37	31
	18	-23	6	12	74	93	92	6		66		<u>92</u>	68	95	87	77		-80	-15	32
10	8	-44			37	65	83			95	19	68	<u>92</u>	66	35	81	26	-42	-56	33
	32	-20		15	86	90	87	8		66		95	66	<u>100</u>	80	82		-91	-15	34
-12	14	- 9	8	32	69	80	69	16	-11	33	-13	86	34	79	<u>98</u>	50	-12	-73		35
	35	-22			54	74	83			89		77	80	81	50	<u>99</u>	8	-67	-30	36
60		-17		-50				-22		25	88		26		-12	8	<u>98</u>		-54	37
	-46	11		-29	-92	-74	-66	-11		-43		-79	-42	-90	-73	-67		<u>98</u>		38
-42		30		43		-13	-28	15		-53	-37	-15	-55	-14		-29	-53		<u>97</u>	39
6,32 9,19 6,32 4,44 8,34 12,24 12,33 12,43 3,14 2,72 10,81 6,58 13,13 10,56 13,57 12,62 11,98 7,64 13,30 7,05																				

TABEL 4.2.2. Eerste-eindaspecten (hoeveelheden en prijzen)

variabele nr.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
nr. symbool	bnp_m	v'	x^E	c	i	x	Bx^O	b	b_C	m	a	$\Delta\tilde{w} (x^E-a)$	i	i_{-1}		
1 bnp_m	<u>98</u>	60	38	36	50	44	53		24	24	25	-55	25		-27	
2 v'	61	<u>99</u>	70	54	82	32	48	12	39	73	56	-58	40	-7	-40	
3 x^E	38	70	<u>99</u>	19	53	32	23	21	54	54	51	-38	77		-40	
4 c	36	53	19	<u>98</u>	48	17	35	-8	12	21	28	-47	6	-6	-20	
5 i	49	79	51	47	<u>96</u>	10	32	7	27	73	61	-74	20	-10	-55	
6 x	45	32	31	17	11	<u>98</u>	64			8	7	-19	34			
7 Bx^O	53	47	23	35	32	65	<u>98</u>			24	20	-45	12	-8	-12	
8 b		11	20	-8	7			<u>98</u>	20	35	11		15			
9 b_C	24	38	53	12	28			20	<u>97</u>	36	51	-17	26		-35	
10 m	24	71	53	21	74	8	24	35	37	<u>98</u>	64	-40	21		-37	
11 a	25	54	49	28	60	7	19	11	50	62	<u>95</u>	-60	9		-75	
12 $\Delta\tilde{w}$	-54	-56	-36	-46	-74	-19	-44		-16	-39	-61	<u>96</u>	-9		71	
13 (x^E-a)	25	40	77	6	21	35	13	16	27	21	9	-9	<u>99</u>		-7	
14 i		-7		-6	-11		-8							<u>98</u>		
15 i_{-1}	-26	-38	-38	-19	-54		-11		-34	-36	-75	70	-7		<u>94</u>	
16 l	6					12			16		6			49		
17 Δp_C	7	10	12		20		6	6	30	37	50	-22		14	-26	
18 p_C				-24			-7	20	17			7		33		
19 p_b		-7		-19	-9		-9		15					34		
20 p'_b		-7		-28	-16		-10	8	10			11	9	38		
21 $(p_b-p'_b)$								-8	8		6	-8			-7	
22 $(p_b-p'_b)_{-1}$			-7		-9			-36		-29	-6			9		
23 p_i	-15	-25		-34	-41		-20			-25	-8	29		43	9	
24 p_{i-1}	-8	-17	-11	-24	-29				-52	-25	-51	25			42	
25 p_m	-6		7	-25	-8		-11	13	16			6	6	36		
26 p_{m-1}	-19	-29		-48	-46		-19			-24	-10	33		31	10	
27 $p_{v'}$		-8		-27	-12		-13	9	13			10		44		
28 $p_{m-v'}$			18	-9				17	35		19		8	25	-11	
29 p_x	-9	-15		-25	-22		-20			-10		15		59		
30 p_{x-1}	-13	-32	-20	-23	-48		-6	-8	-52	-50	-68	40			55	
31 d^Y				19			10	-14	-22		-6			-39		
32 d^Y_{-1}	26	24		27	49		26		8	31	39	-63			-40	
Eigenwaarde	6,67	9,29	7,32	7,84	10,10	3,79	6,29	3,67	7,31	8,35	8,83	8,97	4,23	5,83	7,13	4,

17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	var. nr.
Δp_C	p_C	p_B	$p_B^1(p_B - p_B^1)$	$(p_B - p_B^1)_{-1} p_i$	p_{i-1}	p_m	p_{m-1}	p_v	p_{m-v}	p_x	p_{x-i}	d^y	d^y_{-i}			
7					-15	-8		-18				-9	-13		26	1
10		-7	-7		-26	-18		-29	-8			-15	-33		25	2
12				-7		-11	7				18		-21			3
20	-24	-19	-28		-34	-25	-24	-47	-27	-9	-25	-23	18		27	4
		-9	-16		-9	-41	-29	-8	-45	-11		-22	-47		49	5
																6
6	-7	-9	-10		-21		-11	-19	-13		-20	-6	10	26		7
	20		8	-8	-36		12		9	17		-8	-13			8
29	17	14	10	8		-53	15		13	34		-52	-22	8		9
36					-28	-25	-25	-24			-10	-50		32		10
				6	-8	-50		-10		19		-66		38		11
-21	7		10	-8	29	25	6	32	10		15	39		-62		12
			9				6			8						13
14	33	34	38		9	44	35	31	44	25	59		-39			14
-25			-7		9	41		10		-11		53		-39		15
21	37	20	16			16	18	8	32	14	35		-45			16
99	35	9		24	-13	-37	12		15	32		-50	-28	43		17
35	98	62	57	8	-11	34	73	36	84	68	54		-92			18
9	62	99	88	17		64	93	65	89	81	74		-73	-12		19
	57	87	98			80	91	83	85	69	82		-65	-28		20
23	8	16		94		-33	6		8	16		-23	-11	16		21
-13	-11				98						-10					22
	33	62	79			96	15	63	92	64	31	86	25	-42	-53	23
-36				-33		14	96		18		-13	86		-37		24
12	74	93	92	6		65	100	68	95	88	77		-79	-15		25
	37	65	84			95	18	68	99	66	35	80	26	-42	-57	26
15	86	90	86	8		66		95	66	100	79	83		-91	-15	27
32	69	81	69	17	-10	32	-13	87	35	79	99	49	-13	-72		28
	54	74	82			88		76	80	82	48	99	8	-67	-30	29
-49				-23		26	88		26		-12	8	98		-53	30
-28	-93	-73	-65	-11		-43		-79	-42	-91	-72	-68		99		31
42		-12	-28	17		-54	-37	-15	-55	-14		-30	-53		97	32
6,42	8,62	9,35	9,80	2,95	2,21	10,25	6,22	10,00	10,38	10,39	9,08	10,00	7,93	9,08	7,88	

Enerzijds de variabelen welke samenhangen met de financiering van de investeringen, anderzijds de variabelen welke samenhangen met de finale bestedingen. Voor elke groep variabelen werd een waarnemingsruimte opgespannen waarin een factoranalyse werd uitgevoerd.

4.3.1. De relatie tussen investeringen en financieringsvariabelen.

Bij de investeringen in het voorgaande regressiemodel moest worden volstaan met een vergelijking met slechts twee verklarende variabelen, te weten de beschikbare arbeidscapaciteit en de afzet. De financieringsmiddelen bleken niet in deze opzet te passen. Geconcludeerd werd daarom, dat de financieringsmiddelen voorwaardelijke relaties onderhouden met de investeringen. Hoewel ingehouden winsten en afschrijvingen blijkens tabel 4.2.1. een zeer zwak relatiepatroon te zien geven, zullen ze toch in dit kleinere kader worden beproefd. De investeringen zullen nu worden gerelateerd aan de volgende grootheden:

S_{-1}^B = besparingen van bedrijven, vertraagd met één jaar

F^B = afschrijvingen van bedrijven

i_{-1} = rente, vertraagd met één jaar

p_i = prijs van de investeringsgoederen

p_m = prijs van de invoer

$(x^E - a)$ = arbeidsproductiviteit

$\Delta \tilde{w}$ = onbenutte arbeidscapaciteit

$\Delta \tilde{w}_{-\frac{2}{5}}$ = onbenutte arbeidscapaciteit, vertraagd met $\frac{2}{5}$ jaar

l = loonvoet

De na rotatie van het assenstelsel verkregen resultaten zijn weergegeven in tabel 4.3.1. Deze tabel omvat een aantal subtabellen met alternatieve eindaspecten welke zijn ontstaan door een speciale, meer systematische werkwijze bij de rotaties.

Het is in het algemeen gebruikelijk dat slechts één tabel van eindaspecten wordt gegeven, aangezien de ruimte ook slechts door één stelsel van vectoren wordt opgespannen. Er zijn evenwel meerdere alternatieve stelsels van vectoren mogelijk om dezelfde ruimte op te spannen, omdat in principe elke variabele dominant gesteld kan worden. Bovendien zijn er, nadat een variabele dominant gesteld is, meerdere mogelijkheden om de resterende variantie van de overige variabelen over de verschillende eindaspecten te verdelen.

In al de subtabellen van 4.3.1. Is de variabele "investeringen" dominant gesteld in het eerste aspect. In de tabellen a tot en met i is achtereenvolgens aangegeven, hoe de variantie van de overige variabelen over de verschillende eindaspecten wordt opgesplitst indien telkens een andere van de resterende variabelen in het tweede aspect domineert. De onderstreepte bindingspercentages in de kolommen geven de variabele aan waarmee het betrokken eindaspect wordt geïdentificeerd.

De voorkeur voor deze presentatie van eindaspecten boven de gebruikelijke weergave van slechts één tabel berust op de volgende overweging.

Bij de weergave van één tabel van eindaspecten kan gemakkelijk de indruk worden gewekt, dat door manipulatie met de volgorde van eindaspecten de belangrijkheid van bepaalde samenhangen kan worden beïnvloed. Immers, elk volgend eindaspect bindt een bepaalde hoeveelheid variantie, zodat steeds een geringere hoeveelheid variantie voor de overige aspecten overblijft. Door een bepaalde volgorde van eindaspecten te nemen, kiest men voor een bepaalde toerekening van de totale variantie aan de achtereenvolgende eindaspecten.

De alternatieve weergave in tabel 4.3.1. geeft aan

TABEL 4.3.1.

Alternatieve eindaspecten
van investeringen en
financieringsgrootheden.

eindaspect variabele	1	2	3	4	5	bindingssom
1 I	<u>97</u>					0,97
2 S_{-1}^B	8	<u>91</u>				0,99
3 F^B			<u>93</u>			0,93
4 i_{-1}	-51		5	<u>38</u>		0,94
5 p_i			83			0,83
6 p_m		5	75	- 6		0,86
7 $(x^E - a)$	39			6	53	0,98
8 $\Delta \tilde{w}$	-53	9	20	10		0,92
9 $\Delta \tilde{w}_{-\frac{1}{5}}$	-51				31	0,82
10 1	18		40	14	-23	0,95
Eigenwaarde	3,17	1,05	3,16	0,74	1,07	9,19

TABEL 4.3.1.d.

eindaspect variabele	1	2	3	4	5	bindingssom
1 I	<u>97</u>					0,97
2 S_{-1}^B	8	5		22	63	0,98
3 F^B		80			- 9	0,89
4 i_{-1}	-51			30	- 9	0,90
5 p_i		83				0,83
6 p_m		<u>90</u>				0,90
7 $(x^E - a)$	39		<u>58</u>			0,97
8 $\Delta \tilde{w}$	-53	17		<u>20</u>		0,90
9 $\Delta \tilde{w}_{-\frac{1}{5}}$	-51		35			0,86
10 1	18	13	-11	23	-31	0,96
Eigenwaarde	3,17	2,88	1,04	0,95	1,12	9,16

TABEL 4.3.1.g.

eindaspect variabele	1	2	3	4	5	bindingssom
1 I	<u>97</u>					0,97
2 S_{-1}^B	8	- 7		<u>82</u>		0,97
3 F^B		6	52	6	29	0,93
4 i_{-1}	-51	6	21		-14	0,92
5 p_i		13	33	13	29	0,88
6 p_m		7	18	14	51	0,90
7 $(x^E - a)$	39	55				0,94
8 $\Delta \tilde{w}$	-53	6	15	20		0,94
9 $\Delta \tilde{w}_{-\frac{1}{5}}$	-51	<u>40</u>				0,91
10 1	18		<u>77</u>			0,95
Eigenwaarde	3,17	1,40	2,16	1,35	1,23	9,31

TABEL 4.3.1.b.

1	2	3	4	5	bindingssom
<u>97</u>					0,97
8			17	-74	0,99
	<u>93</u>				0,93
-51	5	<u>38</u>			0,94
	84		<u>5</u>		0,89
	77	- 6	6		0,89
39		6	39	14	0,98
-53	22	10	5		0,90
-51			18	16	0,85
18	39	14	-24		0,95
3,17	3,20	0,74	1,14	1,04	9,29

TABEL 4.3.1.c.

1	2	3	4	5	bindingssom
<u>97</u>					0,97
8			17	-74	0,99
	88				0,88
-51	5	-37			0,93
	<u>89</u>				0,89
	84	<u>6</u>			0,90
39		- 5	<u>50</u>		0,94
-53	25	- 6		- 9	0,93
-51	6	- 5	28		0,90
18	24	-20	-33		0,95
3,17	3,21	0,86	1,11	0,91	9,26

TABEL 4.3.1.e.

1	2	3	4	5	bindingssom
<u>97</u>					0,97
8			88		0,96
	12	77			0,89
-51	<u>43</u>				0,94
	10	<u>79</u>			0,89
		89	<u>0</u>		0,89
39	6		-49		0,94
-53	21	14	5		0,93
-51	5		- 7	-25	0,88
18	33	10		34	0,95
3,17	1,30	2,69	1,00	1,08	9,24

TABEL 4.3.1.f.

1	2	3	4	5	bindingssom
<u>97</u>					0,97
8	20	-21	-50		0,99
	50		14	29	0,93
-51	23		6	-14	0,94
	55			29	0,84
	39			51	0,90
39	8	48			0,95
-53	<u>40</u>				0,93
-51	6	<u>35</u>			0,92
18	25	-10	<u>43</u>		0,96
3,17	2,66	1,14	1,13	1,23	9,33

TABEL 4.3.1.h.

1	2	3	4	5	bindingssom
<u>97</u>					0,97
8		26	-56	9	0,99
		53	29	11	0,93
-51	5	18		-20	0,94
	6	49	17	17	0,89
		36	13	38	0,87
39	<u>60</u>				0,99
-53	5	<u>35</u>			0,93
-51	37		<u>3</u>		0,91
18	- 7	40	23	- 8	0,96
3,17	1,20	2,57	1,41	1,03	9,38

TABEL 4.3.1.i.

1	2	3	4	5	bindingssom
<u>97</u>					0,97
8		<u>90</u>			0,98
	47		<u>44</u>		0,91
-51	18			-24	0,93
	28	5	56		0,89
	15	7	68		0,90
39	- 5		13	-41	0,98
-53	13	11	6	-10	0,93
-51			12	-24	0,87
18	<u>78</u>				0,96
3,17	2,04	1,13	1,99	0,99	9,32

op welke wijze de variantie over de verschillende eindaspecten kan worden opgesplitst, indien telkens een andere volgorde van eindaspecten wordt gekozen.

Voor de interpretatie van de subtabellen zijn de kolommen 3, 4 en 5 strikt genomen overbodig. Ze zijn echter toch opgenomen om aan te geven, dat in elke subtabel de aspectruimte vrijwel volledig is opgespannen.

Beziet men nu eerst 4.3.1.a. en 4.3.1.b. waarbij de ingehouden winsten en de afschrijvingen beurtelings in het tweede aspect zijn gedraaid, dan ontbreekt wederom het verwachte verband met de investeringen. De relatie is kwantitatief zo klein, dat daaruit de werkelijke betekenis van deze grootheden voor het verloop van de investeringen niet kan worden aangegeven. Het relateren van beide variabelen aan de investeringen berust in deze opzet blijkbaar op verkeerde vooronderstellingen en/of ontoelaatbare abstracties. In de eerste plaats de vooronderstelling, dat herinvesteringen en uitbreiding slechts kunnen plaats hebben, indien de middelen daarvoor door het betreffende bedrijf zelf zijn gereserveerd. In de praktijk van het productiegebeuren wordt aan deze voorwaarde veel minder stringent vastgehouden dan in theorie noodzakelijk wordt geacht. Geabstraheerd wordt van andere financieringsmogelijkheden, die ruimer zullen zijn in economieën met een ononderbroken inflatoire ontwikkeling, zoals de nederlandse. Indien een behoorlijke rentabiliteit met een redelijke mate van zekerheid wordt verwacht, kan over andere middelen beschikt worden dan de eigen reserveringen. In deze gedachtegang past ook het ontbreken van enig verband tussen investeringen en de prijs van investeringsgoederen, zoals aangetoond wordt in tabel 4.3.1.c. Hierin blijkt wel een duidelijke relatie tussen afschrijvingen en de prijzen van de investeringsgoederen en de prijs van de invoer (tabel 4.3.1.d.). De invoer bestaat, zoals de regressieanalyse reeds aangaf, in hoofdzaak uit investeringsgoederen. Een kwantitatief zeer klein ver-

band is aanwezig tussen deze prijzen en de rente. Terugkomend op het niet aantoonbare verband tussen interne reserveringen en investeringen moet nu als tweede oorzaak worden genoemd het maken van ontoelaatbare abstracties in de macro-economie. De indruk bestaat dat uit het oog wordt verloren dat ingehouden winsten en (fiscaal toegestane) afschrijvingen zich vrijwel onmiddellijk transformeren in andere variabelen, zoals voorraden, credietverlening aan afnemers, het tijdelijk beleggen in staatsleningen en het aanhouden van deposito's bij banken. Voor het bepalen van de mate waarin deze middelen in andere grootheden aanwezig zijn ontbreekt het statistisch basismateriaal.

In tabel 4.3.1.e. staat de rente in het tweede aspect. Deze in de investeringsvergelijking van het regressiemodel niet significante variabele blijkt nu een vrij grote binding te hebben met de investeringen. De eerder geopperde veronderstelling dat de rente niet zozeer gezien moet worden als financieringsvariabele maar als rentabiliteitsconcurrent van de investeringen wordt hiermede bevestigd. Daaruit kan de gevolgtrekking worden gemaakt, dat het manipuleren met de hoogte van de rente, gekoppeld aan de omvang van de staatsschuld, kan worden beschouwd als een deugdelijk instrument om investeringen af te remmen of te stimuleren.

Er resteren nu vier variabelen die betrekking hebben op de productiefactor arbeid. Zoals te verwachten valt, is de binding van de beschikbare arbeidscapaciteit met de investeringen groot. Dit belangrijke gegeven werd een maal extra verwerkt, namelijk met een vertraging van $\frac{3}{5}$ jaar. Blijkens tabel 4.3.1.f. en 4.3.1.g. geeft dit weinig verandering met betrekking tot de investeringen. Bijzonder opmerkelijk is de diversiteit van het relatiepatroon van deze variabele. Dit is in hoofdzaak het geval bij de onvertraagd opgenomen variabele, die in 4.3.1.f. in het tweede aspect is gedraaid. Duidelijk komt het grote belang van deze productiefactor, ook in de hooggeïndustrialiseerde economie,

tot uiting. Een verhoging van de beschikbare arbeidscapaciteit houdt rechtstreeks verband met de ingehouden winsten, de afschrijvingen, de rente, de prijzen van de investeringsgoederen en meer vanzelf sprekend met de arbeidsproductiviteit en de lonen. Deze uitkomsten sluiten aan bij de eerder geuite veronderstelling, dat toeneming van de welvaart zijn begrenzing vindt in de beschikbare arbeidscapaciteit en/of de mogelijkheid een wijziging tot stand te brengen in de technisch gebonden verhouding tussen de beide productiefactoren arbeid en kapitaalgoederen. Hoewel slechts 40% van de variantie van $\Delta \tilde{w}$ aan de overige aspecten kan worden gerelateerd, zijn de cijfers met betrekking tot de prijzen van de investeringsgoederen en de invoer toch opmerkelijk. Dit verband is verklaarbaar in omstandigheden, waarbij men te maken heeft met een chronisch tekort aan arbeid. Wanneer de mogelijkheid zich voordoet over meer arbeid te beschikken kan men overgaan tot schaalvergroting binnen het bedrijf, waarbij dan een gewenste technische verandering in de verhouding kapitaal en arbeid kan worden doorgevoerd. Dat de prijzen van de daarvoor benodigde apparatuur hoger zijn, ligt dan wel voor de hand. Een tweede verklaring kan worden gevonden in het ontstaan van bedrijven die een geheel nieuw product op de markt brengen, zowel in de consumptieve als in de kapitaalgoederen sector. Vereist is daarbij uiteraard de beschikbaarheid van een zekere hoeveelheid arbeid. De voor het nieuwe product benodigde kapitaalgoederen zijn blijkens de ervaring in de beginfase aanzienlijk hoger in prijs dan in een later stadium. Men denke in dit verband slechts aan de kosten van de aardgasverwarming en de distributie daarvan en aan de wel eens te hoog genoemde kosten van de kernreactoren. Verder kan als voorbeeld worden genoemd de nieuwe chemische industrieën, waarbij vooral de pharmaceutische bedrijven zeer hoge aanvangskosten schijnen te hebben. Het verband met de rente en de afschrijvingen volgt dan automatisch daaruit.

Tenslotte moet nog een poging in het werk worden

gesteld enig licht te doen schijnen op het ingewikkelde vraagstuk van de stijgende arbeidsproductiviteit in relatie tot de investeringen en de lonen. Neemt men de beschikbare arbeidscapaciteit vertraagd op, dan wordt het verband met de gestegen arbeidsproductiviteit zichtbaar. Hieruit kunnen twee conclusies worden getrokken. Uitbreiding van de productie heeft plaats met behulp van kwalitatief betere productiemiddelen, waardoor een hogere productie per arbeider mogelijk wordt. Dergelijke uitbreidingsinvesteringen worden eerst gerealiseerd wanneer men kan beschikken over meer arbeid. Het identificeren van de begrippen (onbenutte) arbeidscapaciteit en werkloosheid lijkt in de huidige omstandigheden enigszins verwarrend. Van werkloosheid in macro-economische zin kan geen sprake zijn, wanneer de vraag naar arbeidskrachten zoals deze door de verschillende arbeidsbureaus wordt geregistreerd het aantal werkzoekenden overtreft. Deze situatie heeft zich de laatste 15 jaar vrijwel onafgebroken voorgedaan. De (nog niet) benutte arbeidscapaciteit bestaat in hoofdzaak uit drie categorieën, te weten:

- een vast percentage arbeidsongeschikten, die in de huidige omstandigheden nooit voor inschakeling in het productieproces in aanmerking komen;
- een percentage jeugdige werkzoekenden die nog niet eerder in het productieproces zijn opgenomen;
- een klein percentage werkzoekenden, die tengevolge van bedrijfssluitingen tijdelijk zijn uitgeschakeld.

De beschikbare of nog niet benutte arbeidscapaciteit wordt regelmatig binnen de periode van een jaar ingeschakeld. Dit verschijnsel te definiëren als werkloosheid appeleert geenszins aan de realiteit.

Het begrip wekkloosheid kreeg inhoud in de crisis van 1929 en de daarop volgende jaren. Werkloosheid stond toen gelijk met de onmogelijkheid 10% tot 25% van de arbeidsgeschikte beroepsbevolking opnieuw in het productieproces op te nemen, daar de afzet jaar op jaar verder terugliep. In de naoorlogse periode hebben zich dergelijke omstandig-

heden niet meer voorgedaan en het lijkt daarom minder juist dit werkloosheidsbegrip te blijven hanteren in economische studies waarbij zich dit werkloosheidsverschijnsel niet voordoet.

In tabel 4.3.1.h. is de arbeidsproductiviteit in het tweede aspect gedraaid. De relatie met de investeringen en de beschikbare arbeidscapaciteit komt weer duidelijk tot uitdrukking. Kwantitatief uitzonderlijk klein is de binding met de lonen. Men constateert dat de verhogingen van de loonvoet aanzienlijk achterblijven bij de toenemende arbeidsproductiviteit. Eenzelfde beeld vindt men terug in tabel 4.3.1.i, waar het tweede aspect op de lonen is gedraaid. In de eerste plaats is het verband met de investeringen vrij klein. De resterende 78% van de variantie hangt samen met de afschrijvingen, die daarvan het grootste deel absorberen, en de andere kostenvariabelen van de kapitaalgoederen. Het verband met de arbeidsproductiviteit blijft uiterst zwak.

Blijkens het eerste aspect, waarin de investeringen steeds domineren, kunnen nu de volgende resultaten worden samengevat wat betreft de samenhang van de investeringen met de overige variabelen.

Ingehouden winsten en afschrijvingen vertonen vrijwel geen verband met de investeringen. De prijzen van de investeringsgoederen, evenals die van de invoer, onderhouden evenmin een relatie met de investeringen, aangezien de gegevens niet op de juiste wijze zijn bewerkt. Het verband met de rente (op staatsleningen) is aanzienlijk en negatief. Dit verband kan niet gevonden worden in de kostensfeer. De afwezigheid van enig verband met de prijzen van de investeringsgoederen wijst in dezelfde richting. De rente vertegenwoordigt evenwel een belangrijke alternatieve rentabiliteitsmogelijkheid voor de particuliere spaarders. Het verband met de beschikbare arbeidscapaciteit en het verloop van de arbeidsproductiviteit is vanzelfsprekend. Het kwantitatief minder belangrijk verband met de lonen moet wel worden gezien als een vraagstuk dat uitgebreidere studie vereist.

Gezien de resultaten van deze factoranalyse mag twijfel worden uitgesproken over de juistheid van de wijze waarop de arbeid als productiefactor in het geheel is geplaatst. Als economische doelstelling dient men toch vast te houden aan het streven de productiefactoren optimaal te benutten. Daarbij wordt evenwel geregeld uit het oog verloren dat het productiegebeuren plaatsvindt door en voor de mens. De arbeidsgeschiktheid als eigenschap van de mens blijkt in het meerendeel van de economische theorieën en de daarop aansluitende praktijk een gelijksoortige plaats te hebben toebedeeld gekregen als de factor kapitaal. Gesteld mag worden dat dit op een verkeerd uitgangspunt berust. De beide productiefactoren kapitaal en arbeid zijn fundamenteel verschillend van aard en eigenschappen. Ten aanzien van de kapitaalgoederen constateert men een grote bereidheid zich de kennis hierover tot in de kleinste details eigen te maken. De grote waarde die aan het (hoger) technisch onderwijs wordt gehecht wijst dit uit. Ongelukkigerwijze is dat nog niet het geval met de productiefactor arbeid. De arbeidsbereidheid en de daarmee samenhangende arbeidsproductiviteit zijn eigenschappen van de mens als totaliteit. Zolang men de plaats van deze eigenschap in zijn relaties tot alle andere menselijke eigenschappen niet eerst nauwkeurig heeft bestudeerd, kan men de arbeid niet optimaal gebruiken. Deze verspilling bij deze in vele opzichten zo kostbare productiefactor moet worden aangemerkt als het ernstigste euvel bij de huidige werkwijze. Een aantal van de oorzaken van dit euvel is reeds lang onderkend en bestudeerd. De resultaten van de wetenschappen die zich daarmee bezighouden zijn tot op heden evenwel onvoldoende geïntegreerd in de economische theorie en praktijk. Niettemin is een tendens in deze richting duidelijk merkbaar.

In verband met de waarde die in grote delen van de wereld nog steeds aan het theoretisch marxisme wordt gehecht, is een enkele opmerking daarover in dit kader niet misplaatst. K. Marx heeft over het hoofd gezien, dat tege-

legenertijd door leidende groepen binnen het kapitalisme zou worden ingezien, dat de factor arbeid een geheel andere behandeling behoeft en dus, alleen al uit economische motieven, niet op één lijn gesteld zou blijven met de kapitaal-goederenfactor. De resultaten van deze inzichten zullen in vele landen de aanvankelijk onjuiste opzet van het (liberale) kapitalisme ten aanzien van de arbeid corrigeren. Zonder tekort te willen doen aan de grote analytische waarde van DAS KAPITAL, komt daarmee wel vast te staan, dat de vooronderstellingen die bij de theoretische fundering zijn gehanteerd niet onveranderlijk zijn en dus ook niet van algemene gelding kunnen blijven. De theoretische waarde van het marxistisch stelsel wordt daarmee gereduceerd tot een historische analyse van de beginperiode van de industrialisatie. Uiteraard wordt hiermee geen oordeel uitgesproken over de praktische waarde van het marxistisch productiesysteem voor onderontwikkelde gebieden.

4.3.2. De relatie tussen investeringen en finale bestedingen.

Tabel 4.3.2. geeft een overzicht van de alternatieve eindaspecten van de investeringen met enkele andere variabelen, namelijk de consumptie, de uitvoer, de overheidsbestedingen, het overig inkomen, de lonen, de prijs van de consumptie, de uitvoerprijs en het concurrerend buitenlands prijspeil. De investeringen zijn steeds dominant in het eerste aspect gedraaid en de andere variabelen in het tweede aspect. In de onderscheiden tabellen staat de binding van die andere variabelen met de investeringen dus steeds in het eerste aspect vermeld.

In tabel 4.3.2.a. is de consumptie in het tweede aspect dominant. Zoals verwacht kan worden is de binding van de consumptie met de investeringen groot, namelijk 61%. Daar het nog te verklaren deel van de variantie slechts 28% bedraagt, is de samenhang daarvan met de overige vari-

abelen kwantitatief minder belangrijk. Het grootste deel ervan valt toe aan de prijzen van de consumptiegoederen, gevolgd door de lonen en het overig inkomen, hetgeen geen nadere toelichting behoeft.

In tabel 4.3.2.b. is de uitvoer in het tweede aspect gedraaid. Onwaarschijnlijk klein is de relatie tussen investeringen en uitvoer, namelijk 8%. Bij de regressievergelijking van de investeringen moest de uitvoer reeds als oorzakelijke verklaring voor de investeringen komen te vervallen. Nu blijkt wederom dat geen grote binding tussen beide variabelen te vinden is. In verband met het grote belang dat aan de uitvoer wordt gehecht voor de handhaving van onze welvaart is getracht enig inzicht te krijgen in de samenstelling van het uitvoerpakket (zie tabel 4.3.3.).

Van de uitvoer is 25% afkomstig uit de agrarische sector. Deze bij uitstek arbeidsintensieve bedrijfstakken hebben tot op heden naar verhouding het minste bijgedragen tot toename in de investeringen. Voegt men daarbij de dienstverlenende sectoren, dan stijgt het cijfer tot 40%. Daarbij moet nog gerekend worden een zeker percentage industriële artikelen, die (nog) in een ambachtelijke structuur worden geproduceerd. Het zeer grote niet verklaarde deel van de variantie -83%- hangt in het tweede aspect voor 15% samen met het overig inkomen, waarin alle inkomens van zelfstandigen zijn begrepen. Deze samenhang wijst duidelijk op een arbeidsintensief of ambachtelijk karakter van een deel van de uitvoer. Globaal gezien is dus ongeveer de helft van de uitvoer afkomstig uit arbeidsintensieve bedrijfstakken. Alleen de chemische en de metallurgische industrieën kunnen kapitaalintensief genoemd worden. In het uitvoerpakket nemen deze artikelen echter slechts voor 20% deel. Hun afzet vinden deze bedrijven dus hoofdzakelijk nog in eigen land. Ten aanzien van de overige 30% van de uitvoer kon geen aanduiding worden gevonden wat betreft het kapitaal- of arbeidsintensieve karakter van de op de uitvoer gerichte bedrijven. De grote binding met de beide uitvoer-prijsvariabelen spreekt voor zich zelf.

TABEL 4.3.2.

Alternatieve eindaspecten
van investeringen en
finale bestedingen

eindaspect variabele	1	2	3	4	5	bindingssom
1 I	<u>88</u>					0,88
2 C	61	<u>28</u>				0,89
3 B	8		<u>83</u>			0,91
4 B^{x^O}	24	8		<u>65</u>		0,97
5 L	57	32				0,89
6 Z	50	-17	17	9		0,93
7 Δp_c	22	37	6		33	0,98
8 P_b		14	57	8	-13	0,92
9 P'_b		8	59	12	-19	0,98
Eigenwaarde	3,10	1,44	2,22	0,94	0,65	8,35

TABEL 4.3.2.d.

eindaspect variabele	1	2	3	4	5	bindingssom
1 I	<u>88</u>					0,88
2 C	61	-11	9	6		0,87
3 B	8	29	16	24	-15	0,92
4 B^{x^O}	24		6	7	57	0,94
5 L	57	-7	11	12		0,87
6 Z	50	<u>44</u>				0,94
7 Δp_c	22		<u>73</u>			0,95
8 P_b		11	9	<u>72</u>		0,92
9 P'_b		18		76		0,94
Eigenwaarde	3,10	1,20	1,24	1,97	0,72	8,23

TABEL 4.3.2.g.

eindaspect variabele	1	2	3	4	5	bindingssom
1 I	<u>88</u>					0,88
2 C	61		-17	<u>7</u>		0,85
3 B	8	54		-29		0,91
4 B^{x^O}	24	14		19	40	0,97
5 L	57	10	-12	11		0,90
6 Z	50		16	-14	8	0,88
7 Δp_c	22		-57		13	0,92
8 P_b		<u>92</u>				0,92
9 P'_b		95	<u>2</u>			0,97
Eigenwaarde	3,10	2,65	1,04	0,80	0,61	8,20

TABEL 4.3.2.b.

1	2	3	4	5	bindingssom
<u>88</u>					0,88
61					0,85
8	<u>83</u>				0,91
24		<u>73</u>			0,97
57		11	<u>23</u>		0,91
50	15		-27		0,92
22	7		25	40	0,94
	60	14	7	-11	0,92
	61	16		-17	0,94
3,10	2,26	1,14	1,06	0,68	8,24

TABEL 4.3.2.c.

1	2	3	4	5	bindingssom
<u>88</u>					0,88
61		24			0,85
8			82		0,90
24	<u>73</u>				0,97
57	11	<u>24</u>			0,92
50		-22	<u>19</u>		0,91
22		27		<u>39</u>	0,88
	18	12	50	-13	0,93
	20		52	-20	0,92
3,10	1,22	1,09	2,03	0,72	8,16

TABEL 4.3.2.e.

1	2	3	4	5	bindingssom
<u>88</u>					0,88
61	25				0,86
8		43		-35	0,86
24	24	23		23	0,94
57	<u>35</u>				0,92
50	- 9	<u>35</u>			0,94
22	30		<u>45</u>		0,97
	27	39		-22	0,88
	20	48	- 9	-21	0,98
3,10	1,70	1,88	0,54	1,01	8,23

TABEL 4.3.2.f.

1	2	3	4	5	bindingssom
<u>88</u>					0,88
61	13		- 7	6	0,87
8	8	47		-26	0,89
24		11	20	38	0,93
57	14	6		12	0,89
50		7	28	- 7	0,92
22	<u>76</u>				0,98
		<u>86</u>			0,86
		96	<u>0</u>		0,96
3,10	1,11	2,53	0,55	0,89	8,18

TABEL 4.3.2.h.

1	2	3	4	5	bindingssom
<u>88</u>					0,88
61		<u>25</u>			0,86
8	53		<u>28</u>		0,89
24	15		-16	39	0,94
57	7	26			0,90
50	8	-26		8	0,92
22		36	26	13	0,97
	90				0,90
	<u>97</u>				0,97
3,10	2,70	1,13	0,70	0,60	8,23

TABEL 4.3.3. Uitvoer van goederen (op f.o.b.-basis) en diensten.

	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968
	mln. gld.											
GOEDEREN												
landbouw, bosbouw en visserij	1408	1504	1697	1787	1867	2008	2111	2201	2561	2428	2600	2800
mijnbouw	142	159	200	225	246	251	307	313	314	308	360	540
industrie:												
voedings- en genotmiddelen	2454	2467	2825	3095	2816	2970	3280	3729	4085	4263	4690	5490
textiel, schoeisel en kleding	883	915	977	1119	1162	1262	1518	1729	1880	1978	1960	2250
chemische nijverheid	1281	1276	1491	1697	1840	1934	2103	2528	3086	3573	4030	4850
raffinaderijen van petroleum	1389	1375	1185	1473	1368	1452	1280	1234	1405	1392	1590	1790
metaalnijverheid	2717	3030	3592	4184	4401	4822	5250	6684	6945	7438	7890	8520
overige industrie	731	762	930	1111	1108	1101	1248	1465	1601	1812	1900	2150
bouwnijverheid	26	29	17	5	38	2	16	4	7	11	10	10
electriciteits-, gas- en water- leidingbedrijven	14	5	5	4	4	5	5	3	3	2	-	-
handel, bank- en verzekeringwezen	193	168	209	198	226	240	242	341	360	422	410	460
verkeers- en vervoersbedrijven,												
Overige bedrijven	63	112	81	160	67	53	86	96	221	114	110	210
goederen niet te specificeren												
naar bedrijfstakken	220	361	375	394	426	495	642	508	552	723	460	440
wederuitvoer	348	360	434	477	479	485	497	605	736	842	980	1150
Totaal uitvoer van goederen	11869	12523	14018	15929	16048	17080	18585	21404	23756	25306	26990	30660
DIENTEN												
industrie	251	232	209	341	235	262	293	379	476	551	620	800
bouwnijverheid	41	48	70	100	132	112	116	124	106	162	200	220
handel, bank- en verzekeringwezen	744	682	665	698	678	812	930	938	893	987	1050	1070
verkeers- en vervoersbedrijven	3405	2897	3031	3352	3342	3474	3574	4044	4205	4371	4490	4850
overige bedrijven	317	379	425	456	458	461	522	586	694	739	820	910
diensten niet te specificeren												
naar bedrijfstakken	319	295	269	325	401	447	493	578	713	643	450	440
Totaal uitvoer van diensten	5077	4533	4669	5272	5246	5568	5928	6694	7087	7453	7630	8290
TOTAAL UITVOER VAN GOEDEREN EN DIENSTEN	16946	17056	18687	21201	21294	22648	24513	28053	30843	32759	34620	38950

Bron: Nationale Rekeningen

In tabel 4.3.2.c. zijn de overheidsuitgaven in het tweede aspect gedraaid. Men constateert een vrij grote binding met de investeringen. Ten aanzien van de andere variabelen is het relatiepatroon onbetekenend in deze opstelling. Hierop zal nu niet nader worden ingegaan, aangezien de overheidsuitgaven hierna volgend nog in dominante positie in het eerste aspect zullen worden geplaatst in een (afzonderlijk) model.

De in de regressievergelijkingen niet goed bruikbare variabele "het overig inkomen" vertoont in de factoranalyse een grote samenhang met enkele andere variabelen. In tabel 4.3.2.d. is "het overig inkomen" in het tweede aspect gedraaid. De binding met de investeringen blijkt aanzienlijk te zijn, namelijk 50%. Hieruit kan de conclusie worden getrokken, dat een zeer groot deel van het overig inkomen, waarin alle uitgekeerde winsten voorkomen, als financieringsmiddelen voor investeringen worden aangewend. Deze financieringsmiddelen hebben dus wel een aantoonbare samenhang met de investeringen, terwijl dit niet het geval was bij afschrijvingen en ingehouden winsten. De oorzaak ligt in de omstandigheid dat uitgekeerde winsten de investeringen rechtstreeks financieren. De ingehouden winsten en de afschrijvingen daarentegen bereiken hun eindbestemming eerst na een aantal tussenfasen. Met het niet verklaarde deel van de variantie -44%- hangt de uitvoer voor 29% samen. Deze relatie werd reeds gesignaleerd in tabel 4.3.2.b., waarin de uitvoer in het tweede aspect is gedraaid. De kwantitatief kleine samenhang van het overig inkomen met de consumptie is in deze opstelling negatief. Een toenemend overig inkomen houdt dus een kleine relatieve teruggang voor de consumptie in. Wanneer men het overig inkomen in het eerste aspect draait, blijkt de verhouding tussen consumptie en investeringen ongeveer 1 : 4 te zijn. Het ligt dus voor de hand, dat een toename van het overig inkomen ten koste zal gaan van de consumptie. Kwantitatief belangrijk is dit verband in de bestaande verhoudingen echter niet.

In tabel 4.3.2.e. zijn de lonen in het tweede aspect gedraaid. De grote binding van deze variabele met de investeringen werd reeds eerder aangegeven. Het niet verklaarde deel van de variantie -35%- vertoont samenhang met bijna alle andere variabelen uit dit model. Enerzijds is er verband met de consumptie en de prijs daarvan; anderzijds met de prijsvariabelen van de uitvoer, waaruit nogmaals het arbeidsintensieve karakter van een groot deel van de uitvoer blijkt.

In tabel 4.3.2.f. is de uitvoerprijs in het tweede aspect gedraaid. Overeenkomstig de eerder geconstateerde afwezigheid van een belangrijk verband tussen de investeringen en de uitvoer kan nu ook geen relatie van de investeringen met de prijzen van de uitvoer worden gevonden. Opmerkelijk groot is de binding met het concurrerend prijspeil. Men kan gevoeglijk aannemen, dat de nederlandse uitvoerprijzen worden aangepast aan de prijzen van de buitenlandse concurrentie. Deze aanpassing heeft hoofdzakelijk plaats met behulp van de loonkostenfactor, hetgeen ook niet anders mogelijk is bij arbeidsintensieve bedrijfstakken. Verder constateert men een relatie met de overheidsbestedingen, een binding die ontstaat door restitutie van indirecte belastingen bij de uitvoer.

In tabel 4.3.2.h. is het concurrerend prijspeil in het tweede aspect gedraaid. Behalve met de loonkostenfactor openbaart zich nu ook een verband met het overig inkomen. Deze relatie werd eerder al toegelicht in tabel 4.3.2.b., waarbij de uitvoer in het tweede aspect is geplaatst. De samenhang met de overheid kan worden toegeschreven aan de aankoop van militair materiëel. De prijsvariabelen vertonen in het algemeen een acceptabele binding met de variabelen die in waarden zijn uitgedrukt. Veel hoger zijn de bindingspercentages echter van de verschillende prijzen onderling en de inflatiefactor d^Y . Tabel 4.2.1. geeft hiervan een duidelijker overzicht dan de kleinere modellen, waarin steeds slechts één of enkele prijzen zijn opgenomen.

4.4. Consumptie

De hier beschouwde combinatie, weergegeven in tabel 4.4.a. tot en met 4.4.h., is opgebouwd uit 9 variabelen, waarbij de consumptie steeds dominant is in het eerste aspect. De in samenhang daarmee geroteerde variabelen zijn:

$Z_{-\frac{1}{2}}$ = overig inkomen, vertraagd met een half jaar

$Z_{-\frac{1}{2}}^B$ = beschikbaar overig inkomen, vertraagd met een half jaar

$L_{-\frac{1}{3}}^B$ = beschikbaar looninkomen, vertraagd met vier maanden

M = invoer

d^Y = indicator voor de inflatie

Δp_C = prijs van de consumptiegoederen

l = loonvoet

i = rente

In tabel 4.4.a. en 4.4.b. zijn het overig inkomen en het beschikbaar overig inkomen beurtelings in het tweede aspect genomen. Hiermee wordt beoogd de invloed van de belastingheffing op de betreffende variabelen te vergelijken. In tabel 4.4.a., waar het overig inkomen inclusief belastingen in het tweede aspect is gedraaid, blijkt slechts 14% van de variantie gebonden te zijn aan de consumptie. Er resteert in het tweede aspect nog 84% om in samenhang te worden gebracht met de andere variabelen.

In tabel 4.4.b. is het overig beschikbaar inkomen in het tweede aspect geroteerd. De samenhang met de consumptie is nu groter, namelijk 24% in het eerste aspect. Het overblijvende, niet verklaarde deel van de variantie is 72%. In het tweede aspect blijkt een vrij grote binding aanwezig te zijn met de invoer. Deze relatie werd reeds eerder gesignaleerd. Vervolgens is een klein verband waar te nemen met de inflatie in die zin, dat inflatoire ontwikkelingen het overig inkomen positief beïnvloeden. Beide samenhangen

TABEL 4.4.

Alternatieve eindaspecten
van de consumptie met enige
relevant geachte variabelen.

eindaspect variabele	1	2	3	4	5	bindingssom
1 C	<u>97</u>					0,97
2 $Z_{-\frac{1}{2}}$	14	<u>84</u>				0,98
3 $Z_{\frac{B_1}{2}}$	24	60	<u>12</u>			0,96
4 $L_{\frac{B_1}{3}}$	63			<u>31</u>		0,94
5 M	42	18		-25	12	0,97
6 d^Y	-21	-10		-9	-56	0,96
7 Δp_C	48			-8	32	0,88
8 l	51		-10	25	6	0,92
9 i	12		-54		26	0,92
Eigenwaarde	3,72	1,72	0,76	0,98	1,32	8,50

TABEL 4.4.d.

eindaspect variabele	1	2	3	4	5	bindingssom
1 C	<u>97</u>					0,97
2 $Z_{-\frac{1}{2}}$	14	27		-50		0,91
3 $Z_{\frac{B_1}{2}}$	24	23		-24	25	0,96
4 $L_{\frac{B_1}{3}}$	63	-14	-15	-6		0,98
5 M	42	<u>55</u>				0,97
6 d^Y	-21	-10	<u>65</u>			0,96
7 Δp_C	48	13		32		0,93
8 l	51	-6	-31			0,88
9 i	12		-38		-47	0,97
Eigenwaarde	3,72	1,48	1,49	1,12	0,72	8,53

TABEL 4.4.g.

eindaspect variabele	1	2	3	4	5	bindingssom
1 C	<u>97</u>					0,97
2 $Z_{-\frac{1}{2}}$	14			<u>80</u>		0,94
3 $Z_{\frac{B_1}{2}}$	24		-16	51		0,91
4 $L_{\frac{B_1}{3}}$	63	28				0,91
5 M	42	-8	8	26	14	0,98
6 d^Y	-21	-34		-10	-29	0,94
7 Δp_C	48		9		36	0,93
8 l	51	<u>41</u>				0,92
9 i	12	52	<u>33</u>			0,97
Eigenwaarde	3,72	1,63	0,66	1,67	0,79	8,47

TABEL 4.4.b.

1	2	3	4	5	bindingssom
<u>97</u>					0,97
14	70			- 8	0,92
24	<u>72</u>				0,96
63		<u>35</u>			0,98
42	18	-20	<u>18</u>		0,98
-21	- 6	-12	-44	-12	0,95
48		-12	13	21	0,94
51		32	7		0,90
12	-15	17	52		0,96
3,72	1,81	1,28	1,34	0,41	8,56

TABEL 4.4.c.

1	2	3	4	5	bindingssom
<u>97</u>					0,97
14		52	26	6	0,98
24		32	12	27	0,95
63	<u>35</u>				0,98
42	-23	<u>33</u>			0,98
-21	-11	-46	<u>18</u>		0,96
48	-11		-33		0,92
51	33				0,84
12	20	9	-10	-47	0,98
3,72	1,33	1,72	0,99	0,80	8,56

TABEL 4.4.e.

1	2	3	4	5	bindingssom
<u>97</u>					0,97
14	-11	-21	-50		0,96
24	- 6	- 7	-55		0,92
63		-18	10		0,91
42	- 7	9	-32	- 8	0,98
-21	<u>75</u>				0,96
48	- 9	<u>39</u>			0,96
51	-19	- 9	<u>13</u>		0,92
12	-31		28	-25	0,96
3,72	1,58	1,03	1,88	0,33	8,54

TABEL 4.4.f.

1	2	3	4	5	bindingssom
<u>97</u>					0,97
14	- 7			-76	0,97
24			-13	-55	0,92
63	- 8	25			0,96
42	15			-33	0,90
-21	-14	-41		19	0,95
48	<u>47</u>				0,95
51		<u>40</u>			0,91
12		56	<u>27</u>		0,95
3,72	0,91	1,62	0,40	1,83	8,48

TABEL 4.4.h.

1	2	3	4	5	bindingssom
<u>97</u>					0,97
14		<u>83</u>			0,97
24	-12	56	<u>4</u>		0,96
63	8			26	0,97
42		17		-36	0,95
-21	-28	-14	-34		0,97
48			20	-22	0,90
51	25			13	0,89
12	<u>86</u>				0,98
3,72	1,59	1,70	0,58	0,97	8,56

zijn, in iets sterkere mate, terug te vinden in tabel 4.4.a. Negatief is de samenhang met de rente. Ook dit verband werd reeds bij de investeringen in een andere combinatie waargenomen. Hoge rente op staatsleningen zal de hoeveelheid middelen ten behoeve van de particuliere bedrijvigheid nadelig beïnvloeden en aldus een rem vormen op toenevende winsten waaruit het overig inkomen voor een deel bestaat.

In tabel 4.4.c. zijn de beschikbare lonen in het tweede aspect gedraaid. De samenhang met de consumptie is, zoals verwacht kan worden, groot. Toch blijft nog 35% van de variantie in het tweede aspect over. In tegenstelling tot het overig inkomen is hier de samenhang met de invoer negatief. Aangezien de invoer in stijgende lijn verloopt, volgt daaruit, dat toenemende invoer, welke voor een groot deel uit investeringsgoederen en halffabrikaten bestaat, de stijging van de lonen negatief beïnvloedt. Eenzelfde beeld vindt men bij de prijzen van de consumptiegoederen, die eveneens een negatief verband te zien geven. Hieruit zou de conclusie kunnen worden getrokken, dat een inflatoire impuls uitgaat van de prijzen van de consumptiegoederen en dat de aanpassing van de lonen in een navolgende periode volgt.

In tabel 4.4.d. is de invoer in het tweede aspect genomen. Men constateert weer de boven al eerder aangeduide positieve samenhang met het overig inkomen en een negatieve relatie met de lonen. Een positieve binding is aanwezig met de prijzen van de consumptiegoederen. Hierbij kan niet worden aangegeven of stijgende prijzen de invoer bevorderen of omgekeerd stijgende invoer prijsverhogingen teweeg brengt. Waarschijnlijk zijn beide mogelijkheden van toepassing, wanneer zowel de invoer als de prijzen van de consumptiegoederen zich in stijgende lijn ontwikkelen. Daar zowel consumptiegoederen als investeringsgoederen en halffabrikaten in deze variabele opgenomen zijn, is het niet mogelijk het relatiepatroon verder te verduidelijken. Bij de invoer-

prijsvergelijking van het voorgaande regressiemodel werd al op het onbevredigende van deze samenvoeging gewezen.

In tabel 4.4.e. is de inflatie in het tweede aspect dominant. Aangezien de inflatie als omgekeerde prijsindex van het nationaal inkomen is gedefiniëerd, betekenen negatieve tekens hier positieve samenhangen met prijs- en waardevariabelen. De samenhang met de consumptie, die dominant is in het eerste aspect, blijkt vrij groot te zijn. Dit sluit aan bij de resultaten van de consumptievergelijking in het regressiemodel. De beschikbaarheid van ruimere geldmiddelen bleek voor 12% in de verklaring van de consumptie bij te dragen. In het tweede aspect constateert men, dat inflatie een weinig bijdraagt tot vergroting van het overig inkomen. Ook de invoer wordt door inflatoire ontwikkelingen positief beïnvloed. Verhogingen van de rente bij toenemende inflatoire impulsen corresponderen met de gevoerde monetaire politiek. De samenhang van de loonvoet en de inflatie zal hierna nog in een ander model worden gezien.

In tabel 4.4.f. zijn de prijzen van de consumptiegoederen in het tweede aspect gedraaid. Noodzakelijkerwijs is de binding van de prijs van de consumptie met de consumptie, welke door middel van de prijzen wordt uitgedrukt, groot. Van de nog te verklaren variantie vertoont 47% in het tweede aspect nog enige samenhang met de inflatie. Verder hangt 15% van de variantie van de invoer samen met prijsverhogingen van de consumptiegoederen. Negatief is de relatie met de lonen, hetgeen in tabel 4.4.c. reeds ter sprake kwam.

Toenemende prijzen zullen op korte termijn de lonen (L_{-1}^B) negatief beïnvloeden, totdat na verloop van tijd een aanpassing tot stand komt. Een gelijksoortige samenhang vindt men terug in tabel 4.4.g., waarbij de loonvoet in het tweede aspect is gedraaid. De verhogingen van de loonvoet blijken geen binding te hebben met de prijzen van de consumptiegoederen. Een positief verband is echter aanwezig met de inflatiefactor. Het negatieve verband met de invoer werd reeds enige malen eerder geconstateerd.

Tenslotte tabel 4.4.h. met de rente in het tweede aspect. Het relatiepatroon is niet veelzeggend. Een kleine samenhang kan men vinden met de consumptie, die dan in het eerste aspect staat. Hieruit blijkt dat de hoogte van de rente niet bepalend is voor het aankopen op afbetaling, hetgeen door het positieve verband wordt uitgewezen. Verder is er een positieve relatie aanwezig met de inflatiefactor. Het negatieve verband met het beschikbaar overig inkomen werd al eerder aangegeven.

4.5. De overheidsbestedingen.

De overheidsbestedingen komen in het voorgaande regressiemodel in navolging van de opzet van het Centraal Planbureau voor in een definitievergelijking. De reden hiervan is, dat overheidsuitgaven autonoom van karakter worden genoemd. Onder autonoom wordt in dit verband verstaan: het niet door andere variabelen in het model veroorzaakt worden. Regelmatig wordt hieraan automatisch de conclusie verbonden, dat het doen van overheidsuitgaven uitsluitend wordt bepaald door openbare lichamen en andere organen die met het reguleren en/of herstructureren van de volkshuishouding zijn belast. Bezielt men de overheidsuitgaven over een periode van 40 jaar, dan presenteren deze uitgaven zich als een massief blok van bestedingen, waarmee niet te manipuleren valt. In de vooroorlogse periode bedroegen de overheidsbestedingen gemiddeld 14% van het nationaal inkomen tegen 15% in de naoorlogse periode (zie tabel 2.2.1.). In de praktijk hebben pogingen om tot vermindering van de overheidsuitgaven te komen tot nu toe vrijwel geen resultaat opgeleverd. Ter illustratie is een klein overzicht samengesteld over de begrotingen en de jaarlijkse tekorten over een periode van 18 jaar (zie tabel 4.5.1.).

De werkelijke autonome uitgaven, die rechtstreeks zijn gericht op conjuncturele en/of structurele verbeteringen

TABEL 4.5.1. De begrotingen en de jaarlijks gerealiseerde saldi van 1948 tot heden

regerings- tijdvak	samenstelling kabinet	begrotings- jaar	begrotings- totalen	rekening- totalen	meer (-) of minder (+) dan begroot	gerealiseerde saldi: (+) overschot (-) tekort
7/8 '48 - 15/3 '51	CHU KVP PVDA	1948	7408	6742	+ 666	- 863
		1949	4664	4762	- 98	+ 639
		1950	4210	4831	- 621	+ 404
15/3 '51 - 2/9 '52	VVD CHU KVP ARP PVDA	1951	4432	5505	- 1073	+ 294
2/9 '52 - 13/10 '56	CHU KVP ARP PVDA	1952	5210	5607	- 397	+ 1060
		1953	5601	6165	- 564	+ 41
		1954	6449	6741	- 292	+ 22
		1955	6500	7315	- 815	- 290
		1956	6580	7588	- 1008	- 455
13/10 '56 - 22/12 '58	CHU KVP ARP PVDA	1957	7218	7438	- 220	+ 176
		1958	8260	7487	+ 773	- 674
22/12 '58 - 19/5 '59	CHU KVP ARP					
19/5 '59 - 24/7 '63	VVD CHU KVP ARP	1959	9023	9040	- 17	- 898
		1960	9261	9420	- 159	- 20
		1961	9935	11178	- 1243	- 1140
		1962	11160	11483	- 323	- 1283
24/7 '63 - 14/4 '65	VVD CHU KVP ARP	1963	11672	12342	- 670	- 1027
		1964	13077	14463	- 1386	- 1279
14/4 '65 - 22/11 '66	KVP ARP PVDA	1965	15005	16900	- 1895	- 1297
		1966	18150	18773	- 623	- 2004
22/11 '66 - 5/4 '67	CHU KVP ARP					
5/4 '67 - heden	VVD CHU KVP ARP	1967	20152	20656	- 504	- 2133
		1968	23137	23516	- 379	- 2771

op korte termijn , zijn in feite van zeer bescheiden omvang, afhankelijk van de omstandigheden maximaal 3% van de overheidsuitgaven. De in het model als autonoom gedefiniëerde uitgaven omvatten de 'materiële consumptie en de materiële investeringen van de overheid'. De hoogte van deze uitgaven te zien als onafhankelijk van de hoogte van het nationaal product per hoofd schijnt de aansluiting met de realiteit te missen. Dat deze opzet reeds eerder als niet (geheel) juist werd onderkend, blijkt uit het feit dat de lonen uit de overheidsuitgaven werden gehaald en bij de particuliere sector werden gevoegd. Dat het nationaal inkomen per hoofd niet als variabele in het model voorkomt, vormt geen beletsel om de overheidsuitgaven te zien als exponent van het absolute welvaartsniveau. De mogelijkheden om tot een bepaald uitgavenniveau van de overheid te komen zijn rechtstreeks afhankelijk van het nationaal inkomen per hoofd van de bevolking, alsmede van de verdeling van het nationaal inkomen over de verschillende inkomensgroepen. De absolute hoogte van het nationaal inkomen per hoofd en de daarmee samenhangende onderlinge verhouding van de variabelen waarvan het nationaal inkomen het resultaat is vormen de structuur van waaruit de overheidsuitgaven kunnen worden geanalyseerd.

In tabel 4.2.1., kolom 1, is het nationaal product in het eerste aspect in dominante positie gebracht. De hoge bindingspercentages van consumptie, investeringen, lonen en overig inkomen zijn in dit verband vanzelfsprekend. De binding met de overheidsbestedingen, waarin nu ook de overheidslonen zijn begrepen, is aanzienlijk, namelijk 46%. In tabel 2.2.1. bleken de consumptieve bestedingen in de particuliere sector voor de oorlog procentueel hoger te zijn dan na de oorlog, namelijk 60% tegen 48%. De overheidsbestedingen daarentegen liepen op van 14% tot 15% van het nationaal product. Er is dus een duidelijke tendens waarneembaar het toenemend deel van het nationaal inkomen meer dan evenredig te besteden aan collectieve voorzieningen.

Gesteld kan worden dat de overheid moet worden gezien als consumptievariabele bij de behoeftenbevrediging in de collectieve sector. Bij een relatief hoog nationaal inkomen per hoofd van de bevolking treden er verschuivingen op in het behoeftenpatroon. Tegenover een dalend percentage particuliere consumptie staat een stijgend percentage collectieve behoeftenbevrediging. Deze verschuiving kan niet worden toegeschreven aan autonome factoren die los staan van de bestaande verhoudingen. Het verschijnsel zet zich voort zonder dat beleidslieden met uiteenlopende opvattingen omtrent doel en functie van de overheidsbestedingen daarin wijziging kunnen brengen. Men moet dan wel tot de conclusie komen, dat de relatieve verschuiving van de particuliere consumptie naar de collectieve consumptie overeenstemt met een zich wijzigend behoeftenpatroon. In het algemeen kan men dus vaststellen, dat er aan overheidsvoorzieningen een min of meer dringende behoefte bestaat en dat dus een groot deel van consumptieve aard is.

Tengevolge van de veranderde definiëring van de overheidsuitgaven worden bij de toepassing van de factoranalyse de overheidslonen weer bij de andere overheidsuitgaven gevoegd. Als volledig konsumptief kunnen worden aangemerkt de defensie-uitgaven, die gemiddeld ongeveer 20% van de overheidsbestedingen uitmaken. Een dualistisch karakter dragen de investeringen van de overheid voor zover deze betrekking hebben op gebouwen voor eigen gebruik, de materiële consumptie in engere zin, en de weg- en waterbouwkundige werken. In totaal maakt deze groep 55% van de overheidsbestedingen uit. Ook het onderwijs zou bij deze categorie gevoegd kunnen worden; dit omvat ongeveer 25% van het totaal der overheidsuitgaven. Deze voorzieningen voldoen zowel aan bepaalde behoeften van het productieapparaat als aan behoeften van zuiver consumptieve aard van de particuliere verbruiker. Tevens bewerkstelligen deze voorzieningen op langere termijn een wijziging van de infrastructuur.

De investeringen in overheidsbedrijven daarentegen zijn niet wezenlijk anders dan investeringen in de particuliere sector. Overheids- en semi-overheidsbedrijven functioneren op vrijwel identieke wijze als particuliere ondernemingen. Betwijfeld mag worden of de prijzen en de hoogte van de afzet van deze bedrijven anders zou zijn indien ze in particuliere handen waren. Daarom is deze groep uit de overheidsbestedingen gehaald en uitgesplitst over de variabelen in de particuliere sector.

De overheidsbestedingen zullen nu worden geplaatst in een model van 9 variabelen die overeenkomstig tabel 4.2.1. een grote binding vertonen met de overheidsbestedingen. Deze variabelen zijn de consumptie, de investeringen, de jaarlijkse toeneming van het nationaal product, de inflatie, de prijs van de overheidsbestedingen, de prijs van de consumptie en de rente (onvertraagd). Hierbij zullen de overheidsuitgaven steeds dominant in het eerste aspect worden gesitueerd en de andere variabelen beurtelings in het tweede.

In tabel 4.5.2.a. is de consumptie in het tweede aspect gedraaid. De binding met de overheidsbestedingen is vrij groot, daar het niet verklaarde deel van de variantie in het tweede aspect slechts 67% bedraagt. Het verband met de investeringen werd reeds eerder genoemd. Vervolgens de samenhang met de twee variabelen die niet in het regressie-model voorkomen, te weten de groei van het nationaal product en de inflatiefactor. De relatie met de groei van het nationaal product kan worden verwacht. Negatief is de binding van consumptie en inflatie, hetgeen inhoudt dat de toeneming van de consumptie ten dele moet worden toegeschreven aan inflatoire ontwikkelingen.

Beziet men tabel 4.5.2.b., waar de investeringen in het tweede aspect zijn gedraaid, dan blijkt er in het geheel geen relatie te bestaan tussen investeringen en inflatie. Investerings veroorzaken dus geen inflatie en worden door inflatie ook niet beïnvloed, noch in positieve, noch in

negatieve zin. Verder kan men een verklaarbaar verband constateren tussen investeringen en consumptie en investeringen en de groei van het nationaal product. De rente vertoont geen binding met de investeringen, wanneer deze onvertraagd wordt opgenomen. Dit ondersteunt wederom de veronderstelling, dat de rente als kostenfactor weinig of geen invloed heeft op het investeringsverloop. De relatie met de overheid, die dominant staat in het eerste aspect, is vrij groot te noemen, namelijk 22%.

In tabel 4.5.2.c. is de toeneming van het nationaal product in het tweede aspect gedraaid. De binding met de overheidsbestedingen is zo groot, dat het nog resterende deel van de te verklaren variantie slechts 45% bedraagt. Dat bijna alle andere variabelen in het tweede aspect verbanden vertonen met deze grootheid behoeft geen nadere interpretatie.

In tabel 4.5.2.d. domineert de inflatie in het tweede aspect. De verbanden van d^Y met de andere variabelen zijn alle negatief, omdat d^Y het omgekeerde is van de prijsindex van het nationaal inkomen. Opvallend hierbij is, dat de prijsvariabelen een veel grotere samenhang met de inflatie vertonen dan de variabelen die in waarden zijn uitgedrukt. Na aftrek van dat deel van de variantie, dat in het eerste aspect gebonden is aan de overheidsbestedingen, resteert 86% voor het bewegingspatroon van de variabelen in het tweede aspect. De prijs van de consumptie is voor 82% gerelateerd aan deze inflatiefactor, terwijl de consumptie zelf slechts voor 9% samenhangt met de inflatie.

In de tabellen 4.5.2.e., 4.5.2.f. en 4.5.2.g is beurtelings op een van de prijsvariabelen in het tweede aspect geroteerd. Een relatief klein verband is steeds aanwezig met de variabele die dominant is in het eerste aspect. Maar daarnaast houden deze prijsvariabelen hoofdzakelijk verband met elkaar en met de inflatiefactor. De overzichtstabel 4.2.1. gaf hiervan reeds een indicatie. Terwille van de duidelijkheid zullen al de prijsvariabelen, waarbij ook de loon-

TABEL 4.5.2.

Alternatieve eindaspecten
van de overheidsbestedingen.

eindaspect variabele	1	2	3	4	5	bindingssom
1 B^{x^0}	<u>99</u>					0,99
2 C	30	<u>67</u>				0,97
3 I	22	24	<u>52</u>			0,98
4 bnp_m	48	23	6	<u>15</u>		0,92
5 d^y_m	-13	-12		-63	- 8	0,96
6 p_x	14			42	37	0,93
7 p_c	12	12	- 9	59		0,92
8 i	12				76	0,88
Eigenwaarde	2,50	1,38	0,67	1,79	1,21	7,55

TABEL 4.5.2.d.

eindaspect variabele	1	2	3	4	5	bindingssom
1 B^{x^0}	<u>99</u>					0,99
2 C	30	- 9	-29		24	0,92
3 I	22		- 6	-67		0,95
4 bnp_m	48	-23	- 7	-15		0,93
5 d^y_m	-13	<u>86</u>				0,99
6 p_x	14	-54	<u>27</u>			0,95
7 p_c	12	-82		<u>2</u>		0,96
8 i	12	-29	25		31	0,97
Eigenwaarde	2,50	2,83	0,94	0,84	0,55	7,66

TABEL 4.5.2.g.

eindaspect variabele	1	2	3	4	5	bindingssom
1 B^{x^0}	<u>99</u>					0,99
2 C	30		<u>64</u>			0,94
3 I	22		26	<u>51</u>		0,99
4 bnp_m	48		21	7	-15	0,91
5 d^y_m	-13	-29	- 6		50	0,98
6 p_x	14	50			-25	0,89
7 p_c	12	24	6	6	-49	0,97
8 i	12	<u>86</u>				0,98
Eigenwaarde	2,50	1,89	1,23	0,64	1,39	7,65

TABEL 4.5.2.b.

1	2	3	4	5	bindingssom
<u>99</u>					0,99
30	21	13		27	0,91
22	<u>76</u>				0,98
48	23	<u>22</u>			0,93
-13		-75	<u>10</u>		0,98
14		28	-50		0,92
12		80			0,92
12		9	-59	18	0,98
2,50	1,20	2,27	1,19	0,45	7,61

TABEL 4.5.2.c.

1	2	3	4	5	bindingssom
<u>99</u>					0,99
30	34		- 9	21	0,94
22	39	29	8		0,98
48	<u>45</u>				0,93
-13	-43	<u>43</u>			0,99
14	10	-52	<u>18</u>		0,94
12	34	-48			0,94
12		-31	19	31	0,93
2,50	2,05	2,03	0,54	0,52	7,64

TABEL 4.5.2.e.

1	2	3	4	5	bindingssom
<u>99</u>					0,99
30		30	21	-16	0,97
22				-74	0,96
48		15		-25	0,88
-13	-57	-27			0,97
14	<u>80</u>				0,94
12	49	<u>36</u>			0,97
12	53		<u>32</u>		0,97
2,50	2,39	1,08	0,53	1,15	7,65

TABEL 4.5.2.f.

1	2	3	4	5	bindingssom
<u>99</u>					0,99
30	9		<u>57</u>		0,96
22			31	-45	0,98
48	18		12	-14	0,92
-13	-83				0,96
14	46	17	-13		0,90
12	<u>85</u>				0,97
12	24	<u>61</u>			0,97
2,50	2,65	0,78	1,13	0,59	7,65

voet en de rente als prijzen worden aangemerkt, in een klein model met elkaar in verband worden gebracht.

4.6. De prijzen.

Tot besluit zijn de prijzen en de inflatie samengebracht in een model. De bindingspercentages welke zijn weergegeven in kolom 1 van tabel 4.6.1. liggen zeer hoog. De resultaten geven aanleiding te veronderstellen, dat de geldmiddelen en de prijzen een dubbel leven leiden, waarbij alleen de prijzen als element van de variabelen die in waarden zijn uitgedrukt een verklaarbaar verband demonstreren. Minder duidelijkheid wordt verkregen uit de klaarblijkelijk zeer grote samenhangen van de prijzen onderling en de mate waarin de geldcirculatie aan wijziging onderhevig is. Men krijgt de indruk, dat geldmiddelen en prijzen naast de samenhangen met de betreffende goederenhoeveelheden in een relatiepatroon functioneren dat min of meer onafhankelijk is van bovengenoemde samenhangen. Louis Camu ¹⁾, president van de Bank van Brussel, liet zich recent nog zeer pessimistisch uit over de moeilijk te doorgronden relaties binnen de Europese monetaire stelsels in het algemeen en die binnen de euro-geldmarkt in het bijzonder.

Hij noemde met name de enorme hoeveelheid vlottend kapitaal in de markt, te weten euro-dollars, euro-marken, euro-franken en euro-yens, hetgeen in de orde van grootte ligt van 50 miljard dollar. Het zijn valuta's buiten het land van oorsprong: dollars in Londen, Duitse marken in Zwitserland, Franse franken in Frankfurt of Tokio. Een zich duidelijk aftekenende markt is er niet. Veel monetaire transacties komen tot stand tussen handelsbanken, die per telefoon of telex met elkaar in verbinding staan. Hoewel deze geldmiddelen, aldus Camu, de internationale handel helpen financieren, betekenen deze valuta in de handen van

1) Louis Camu, UN SYSTÈME MONÉTAIRE EN MUTATION, Barcelona, 12 februari 1970.

degenen die ze bezitten de mogelijkheid tot valuta-speculaties, die voor het bedrijfsleven fatale gevolgen kunnen hebben. Monetaire deskundigen zijn van oordeel, dat de euromarkt een niet te controleren bron van "hot money" is, die de grondslagen van het internationale monetaire stelsel dreigt aan te tasten. Voortdurend bestaat het gevaar, dat handelsbanken te grote verplichtingen op zich nemen waardoor een land in betalingsmoeilijkheden zou kunnen komen. Daarnaast komt nog het risico dat leningnemers failleren, waarbij de gevolgen zeer ver kunnen doorwerken. Twee of drie faillissementen kunnen een catastrofale kettingreactie veroorzaken, aldus Camu. Het hele web van nauw met elkaar verweven leningen ter grootte van vele miljoenen dollars zou dan doorbroken worden. Van de euro-valuta's bestaat 80% uit dollars, dus 40 miljard dollar. De resterende 10 miljard bestaat uit zwitserse en franse franken, D-marken en yens. Na de oorlog stroomden grote hoeveelheden dollars Europa binnen. Van die naar schatting 60 miljard dollar is ongeveer 20 miljard door de verschillende regeringen gebruikt voor goudaankopen in de V.S. De rest ging naar de kluizen van de Europese en Japanse internationale banken en vervolgens naar de euromarkt.

Leningen in euro-valuta's worden primair opgenomen door de grote internationale concerns, die daarmee hun uitbreidingen buiten de V.S. financieren, alsmede door de Amerikaanse banken, die anders door de krap-geld-politiek van de regering niet in de behoeften van hun cliënten kunnen voorzien. Via hun overzeese filialen hebben Amerikaanse banken grote bedragen aan euro-valuta's opgenomen om aan deze credietaanvragen te kunnen voldoen. Het bedrag steeg van 1,3 miljard dollar in 1965 tot 4 miljard dollar in 1966. Nadien steeg het bedrag gestaag om in september 1969 een piek te bereiken van 14,9 miljard dollar. De blijkbaar onverzadigbare vraag naar geld en de snel stijgende rentetarieven in de V.S. ter bestrijding van deze inflatie hebben de rentevoet op de euromarkt vorig jaar tot 14% doen oplopen.

Om te voorkomen dat hun eigen gelden wegstromen werden de centrale banken gedwongen hun discontotarieven tot ongekend hoge niveaus op te schroeven. Deze door monetaire deskundigen gehekelde verschijnselen vormen een euvel, waarmee de meer ontwikkelde kapitalistische economieën zijn behept. De situatie wordt in monetaire kringen dermate ongunstig geacht, dat termen als "katastrofale kettingreacties" worden gebezigd. De onmogelijkheid om monetaire transacties van uiteenlopend karakter op korte termijn te localiseren en te kwantificeren vormt een ernstige handicap voor wetenschap en economische politiek. Een analyse van de prijsverschijnselen en hun onderlinge relaties zal dan ook niet meer worden gegeven. Zolang niet over het statistisch basismateriaal kan worden beschikt, houden theoretische bespiegelingen het gevaar in zich dat zij niet geheel aansluiten bij de feiten.

TABEL 4.6.1. Alternatieve tweede eindaspecten van de inflatie, de prijzen en de waarden.

	1	2 ^a	2 ^b	2 ^c	2 ^d	2 ^e	2 ^f	2 ^g	2 ^h	2 ⁱ	2 ^j
1 d ^y	<u>96</u>										
2 p _c	-92	<u>1</u>									
3 p _b	-79		<u>10</u>	9	8	9					
4 p _i	-43	-20	50	<u>53</u>	32	52	-24		- 7	-18	14
5 p _m	-85		9	7	<u>12</u>	6					
6 p _x	-66	-15	26	27	15	<u>28</u>	- 8			- 9	12
7 C	-27		-29	-31	-32	-19	<u>68</u>		41	18	
8 B	-58	7			11			<u>38</u>		17	
9 I		-10		-11			50		<u>83</u>	54	26
10 M	-34		- 8	-20		-19	16	28	39	<u>61</u>	
11 X	-15	-67	22	19	10	30			23		73
eigen-waarde	5,96	1,20	1,54	1,77	1,20	1,63	1,66	0,66	1,93	1,77	1,25

opm.: In het eerste aspect is d^y in dominante positie gebracht. Voor de resterende factoren is iedere resterende variabele eenmaal in dominante positie gebracht.

Geraadpleegde Literatuur.

1. Allen, R.G.D., MACRO-ECONOMIC THEORY, London, Macmillan, 1967.
2. Borghers, E.W. and J.E.J. Plasmans, A STRUCTURAL MODEL FOR THE BELGIAN ECONOMY, Rotterdam/Groningen, Rotterdam University Press/Wolters-Noordhoff, t.b.p. 1971.
3. Camu, L., UN SYSTEME MONETAIRE EN MUTATION, Bruxelles/Barcelona, Banque de Bruxelles, 1970.
4. Centraal Bureau voor de Statistiek, NATIONALE REKENINGEN 1948 - 56, 1964 and 1967, Utrecht/Den Haag, De Haan/Staatsuitgeverij.
5. Centraal Bureau voor de Statistiek, STATISTIEK DER RIJKS-FINANCIEN, 1963 - 1968, Den Haag, Staatsuitgeverij, 1968.
6. Centraal Planbureau, CENTRAAL ECONOMISCH PLAN 1961, Den Haag, Staatsuitgeverij, 1961.
7. Christ, C.F., ECONOMETRIC MODELS AND METHODS, New York, John Wiley and Sons, 1966.
8. Dalmulder, J.J.J., ON ECONOMETRICS, Haarlem, De Erven Bohn, 1936.
9. Dalmulder, J.J.J., LINEAIRE MODELLEN, Dictaat, Tilburg, 1964.
10. Draper, N.R. and H. Smith, APPLIED REGRESSION ANALYSIS, New York, John Wiley and Sons, 1966.
11. Duijnstee, F.J.F.M., DE KABINETSFORMATIES 1946 - 1965, Deventer, Kluwer, 1966.
12. Ezekiel, M. and K.A. Fox, METHODS OF CORRELATION AND REGRESSION ANALYSIS, New York, John Wiley and Sons, 1959.
13. Farrar, D.F. and R. Glauber, Multicollinearity in Regression, THE REVIEW OF ECONOMICS AND STATISTICS, Vol. XLIV, nr. 1, 1967, p. 92 - 107.
14. Fox, K.A., INTERMEDIATE ECONOMIC STATISTICS, New York, John Wiley and Sons, 1968.

15. Geer, J.P. van de, MULTIVARIATE ANALYSE, Arnhem, Van Loghum Slaters, 1967.
16. Goldberger, A.S., ECONOMETRIC THEORY, New York, John Wiley and Sons, 1964.
17. Haxman, H.H., MODERN FACTOR ANALYSIS, Chicago, University of Chicago Press, 1967.
18. Harder, Th., ELEMENTARE MATHEMATISCHE MODELLE IN DER MARKT UND MEINUNGSFORSCHUNG, München/Wien, R. Oldenbourg, 1966.
19. Hickman, B.G., QUANTITATIVE PLANNING OF ECONOMIC POLICY, Washington, The Brookings Institution, 1965.
20. Hood, Wm. C. and Tj. C. Koopmans, STUDIES IN ECONOMETRIC METHODS, New York, John Wiley and Sons, 1953.
21. Horst, P., FACTOR ANALYSIS OF DATA MATRICES, New York/London, Holt, Rinehardt and Winston, 1965.
22. Johnston, J., ECONOMETRIC METHODS, New York/London, McGraw Hill, 1963.
23. Jöreskog, K.S., STATISTICAL ESTIMATION IN FACTOR ANALYSIS, Stockholm, Almqvist and Wicksell, 1963.
24. Klein, L.R., A TEXTBOOK OF ECONOMETRICS, Evanston Ill., Row Peterson, 1953.
25. Kogiku, K.C., AN INTRODUCTION TO MACROECONOMIC MODELS, New York/London, McGraw Hill, 1968.
26. Kong, C., PRINCIPLES OF ECONOMETRICS, Scranton Penn., International Book Company, 1968.
27. Krane, E.J., ECONOMIC STATISTICS AND ECONOMETRICS, New York/London, Harper and Row, 1968.
28. Lawley, D.N. and A.E. Maxwell, FACTOR ANALYSIS AS A STATISTICAL METHOD, London, Butterworth, 1963.
29. Malinvaud, E., METHODES STATISTIQUES DE L'ECONOMETRIE, Paris, Dunod, 1964.
30. Mol, J., LANDWIRTSCHAFTLICHE BETRIEBSMODELLE, Brussel, E.E.G., 1964.
31. Mol, J., CONFRONTATIE VAN FACTORANALYSE EN REGRESSIEANALYSE, Groningen, Instituut voor Economisch Onderzoek van de R.U. Groningen, 1969.

32. Schilderlinck, J.H.F., FACTORANALYSIS APPLIED TO DEVELOPED AND DEVELOPING COUNTRIES, Rotterdam/Groningen, Rotterdam University Press/Wolters-Noordhoff, 1970.
33. Schilderlinck, J.H.F. en R.A. van Straelen, PROEVE TOT KWANTITATIEVE ANALYSE VAN DE INVLOED DER EUROPESE INTEGRATIE OP DE BENELUX-ECONOMIE, Leuven, Centrum voor Economische Studiën, 1965.
34. Theil, H., ECONOMIC FORECASTS AND POLICY, Amsterdam, North Holland Publishing Company, 1961.
35. Tintner, G., ECONOMETRICS, New York, John Wiley and Sons, 1952.
36. Valavanis, G., ECONOMETRICS, AN INTRODUCTION TO MAXIMUM LIKELIHOOD METHODS, New York, McGraw Hill, 1959.
37. Verdoorn, P.J. and J. Post, CAPACITY AND THE SHORT TERM MULTIPLIERS, Paper read at the 25th European Meeting of the Econometric Society, Copenhagen, 1962.
38. Verdoorn, P.J., THE SHORT TERM MODEL OF THE CENTRAL PLANNING BUREAU AND ITS FORECASTING PERFORMANCE, New York, U.N. publication, Sales nr. 67 IIE3, 1967.
39. Wold, H., ECONOMETRIC MODEL BUILDING, Amsterdam, North Holland Publishing Company, 1964.
40. Uberla, K., FAKTORENANALYSE, Berlin, Springer, 1968.

13/4

STELLINGEN

I

De West Europeaan (en Noord Amerikaan) lijdt nog steeds aan een grote mate van ongemotiveerde zelfoverschatting wat betreft de hulpverlening aan ontwikkelingsgebieden. Over het algemeen is de West Europeaan er zich te weinig van bewust, dat hij niet voor ieder probleem van alle ontwikkelingslanden de juiste oplossing kan geven.

II

De wijze waarop de zo moeizaam bijeen te brengen 1% van het nationaal inkomen soms nog wordt aangewend, wekt associaties op met de goede oude tijd, toen door dames van betere huize wollen broeken werden gebreid voor die arme negerkinderen.

III

Het bij voorkeur verlenen van hulp aan landen die zich (nog) niet op een socialistische maatschappij-structuur hebben georiënteerd, schept in deze landen vaak situaties, die een snelle ontwikkeling in de weg staan.

IV

Het vrijwel uitsluitend verstrekken van hulp aan niet socialistische landen, betreft deze landen automatisch in het Oost-West conflict, waarmee de gewenste economische vooruitgang niet gebaat kan zijn.

V

Het is niet waarschijnlijk dat het verstrekken van ontwikkelingshulp aan socialistische landen, West Europa op enigerlei wijze zal schaden. Wel zal voor deze landen hulp uit orthodoxe communistische grootmachten minder aantrekkelijk worden.

VI

Bij het verlenen van economische hulp worden te veel West Europese cultuurelementen op het gebied van religie en samenleving aan de ontwikkelingsgebieden opgedrongen, waardoor nog meer deformaties ontstaan in de eigen leefpatronen. Een ontijdige ontbinding van de eigen normenstelsels en samenlevingsvormen lijkt niet gunstig voor de gewenste versnelde economische ontwikkeling.

VII

Een meer autarkische ontwikkeling van deze gebieden heeft de voorkeur boven verruiming van de handel met hoog geïndustrialiseerde landen.

VIII

De discrepantie die bestaat tussen de periode die deze landen nodig hebben om grondstoffen te fabriceren en de periode waarin West Europese afnemers van behoeften veranderen, bevordert de welvaart niet.

IX

Het in grote hoeveelheden produceren van vetten, suiker tabak en koffie voor West Europese gebruikers, blijkt niet meer te passen bij de nieuwste inzichten inzake de voedingsleer.

Tengevolge van het grote aantal lijders aan hart- en vaatziekten in de welvaartsstaten, zal de vraag naar de eerder zo begeerde producten, zo ver dalen, dat geen rendabele afzet meer mogelijk is.

Stellingen behorend bij het proefschrift van J.H.F. Schilderlinck:
EEN ECONOMETRISCH MODEL VAN DE NEDERLANDSE ECONOMIE.